

**短期多部門計量モデル MS-JMACRO を用いた政府投資乗数の
横断的・時系列的な相違に関する検討**

2002 年 11 月

文部科学省 科学技術政策研究所

第 1 研究グループ

竹下 貴之

この DISCUSSION PAPER は、科学技術政策研究所第1研究グループ研究員 竹下貴之 により取りまとめられたものであり、専門家の方々からのご意見を頂くことを目的に作成されたものである。

また、本DISCUSSION PAPERの内容は、執筆者個人の見解に基づいてまとめたものであり、機関の公式見解を示すものではないことに留意されたい。

竹下 貴之

文部科学省 科学技術政策研究所 第1研究グループ 研究員

〒100-0013 東京都千代田区霞が関 1-3-2 郵政事業庁舎 10 階

Email: takesita@nistep.go.jp TEL: 03-3581-2396 FAX: 03-3500-5240

**A study on the sectoral and annual differences in the government investment multiplier
with the short-term multi-sector econometric model of the Japanese economy**

Takayuki Takeshita

1st Theory-Oriented Research Group

National Institute of Science and Technology Policy (NISTEP)

Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology (MEXT)

1-3-2 Kasumigaseki, Chiyoda-ku, Tokyo 100-0013

Email: takesita@nistep.go.jp TEL: 03-3581-2396 FAX: 03-3500-5240

目 次

1. はじめに	1
2. 一般的知見と先行研究例の整理	2
2. 1. 一般的知見の整理	2
2. 2. 先行研究例の整理	5
3. 本モデルの特徴	7
3. 1. 経済理論との整合性	7
3. 2. 計量経済学的手続との整合性	7
3. 3. 現実経済との整合性	10
3. 4. 透明性	10
3. 5. 操作性	10
4. 本モデルの構造	11
4. 1. 本モデルの基本構造	11
4. 2. 本モデルの定式化	12
4. 3. 構造変化に関する検討結果	16
5. 本モデルのテスト	18
6. 政策シミュレーション	19
6. 1. 分析フロー	19
6. 2. 政府投資乗数に関する基礎的検討	20
6. 3. 政府投資乗数の横断的な相違に関する検討	22
6. 4. 政府投資乗数の時系列的な相違に関する検討	25
7. 結論	27
付注	28
参考文献	29

短期多部門計量モデル MS-JMACRO を用いた 政府投資乗数の横断的・時系列的な相違に関する検討*

竹下 貴之**

ABSTRACT 本研究では、日本経済を対象とし、17 部門分割を施した本格的な不均衡動学型短期多部門計量モデルを用いて、政府投資乗数に関する基礎的検討を行った上で、支出先の違いによる政府投資乗数の相違、時系列的な政府投資乗数の相違、及び、このような相違をもたらす要因について定量的かつ詳細な検討を行う。本モデルは、財政政策が経済に及ぼす短期的な影響経路、つまり、政府投資乗数に相違をもたらす要因のほぼ全てを明示的に考慮している。また、ルーカス批判など、これまでに指摘されてきた計量モデル分析における問題点の回避を試みるため、経済理論との整合性、計量経済学的手続との整合性、現実経済との整合性、透明性、操作性といった長所を有しており、計量モデルにおける従来の評価基準に加え、構造の頑健性、構造変化の抽出とモデルへの反映、特定化の誤りの回避といった評価基準を設けて行動方程式の推定を行っている。このような本モデルの特徴は、研究目的に対して適切な分析フレームワークを提供している。政策シミュレーションの結果、支出先の違いによって無視し得ない政府投資乗数の相違が見られ、サービス他や農林水産業に支出する場合に高く、鉱業や石油石炭製品に支出する場合に低いという結果となった。この理由としては、支出先の違いによる、経済全体の輸入と民間企業設備投資の誘発効果の違いが主因として挙げられ、限界輸入性向、輸入誘発係数、輸入率が小さく、逆行列係数列和や限界投資性向が大きい産業に支出する場合に政府投資乗数が高くなる傾向が見られる。時系列的な政府投資乗数の相違については、経年的な低下傾向が見られるという結果となった。この理由としては、公的設備投資の増額による民間企業設備投資誘発効果の低下が主因として挙げられ、民間企業設備投資誘発効果の低下の主因としては生産誘発効果の低下が挙げられる。

KEYWORDS: 多部門計量モデル, 政府投資乗数, 日本経済, 構造変化

1. はじめに

我が国ではバブル崩壊以降、長期にわたる深刻な経済的低迷に見舞われている。その間、大規模な財政政策が幾度となく発動されてきたものの、民間需要を推進力とする景気の持続的な回復には至っておらず、財政事情の劣悪化を招く結果となっている。このような状況の下、財政政策の経済効果、特に、その短期的な経済効果としての政府投資乗数に対して関心が高まっており、経済を効果的かつ効率的に活性化させるためには財政資源をどのように配分すべきか、あるいは、公共投資の乗数効果は低下しているか、といった広範な議論が行われている。政府投資乗数は、数量面や価格金融面を介した様々な影響経路による相互作用によって決定されるため、政府投資乗数について実証分析を行うためには、これらの要因を総合的に考慮することができ政策シミュレーションモデルを用いた検討が望ましい。しかし、このような問題意識に基づく先行研究例の蓄積は不十分であり、結論には至っていない。

そこで、本研究では、日本経済を対象とし、17 部門分割を施した本格的な不均衡動学型短期多部門計量モデル MS-JMACRO を構築し、本モデルを用いた政策シミュレーションを行うことによって、まず、政府投資乗数に関する基礎

* 本論文の作成にあたり、大阪大学経済学部の伴金美教授、慶應大学経済学部の吉野直行教授、鈴木純一助手、青山学院女子短期大学の菊池純一教授、科学技術政策研究所の小田切宏之総括から有益な助言を頂いた。記して謝意を表する。しかし、本論文にありうべき誤謬は筆者の責任に帰せられるべきものである。

** 科学技術政策研究所第1研究グループ研究員計量経済モデルチームリーダー

的検討を行い、次いで、支出先の違いによる政府投資乗数の相違、時系列的な政府投資乗数の相違、及び、このような相違をもたらす要因について定量的かつ詳細な検討を行う。本モデルは、財政政策が経済に及ぼす短期的な影響経路、つまり、政府投資乗数に相違をもたらす要因について、数量面だけでなく、価格金融面も含めたほぼ全てを明示的に考慮している。また、外部環境の変化に対するパラメーターの不安定性を指摘したルーカス批判など、これまでに指摘されてきた計量モデル分析における問題点の回避を試みるため、経済理論との整合性、計量経済学的手続との整合性、現実経済との整合性、透明性、操作性といった長所を有している。そこでは、計量モデルにおける従来の評価基準に加え、構造の頑健性という新しい評価基準として CUSUM 検定を行うとともに、特定化の誤りの問題を回避するため RESET 検定を行い、それらの結果に配慮しつつ行動方程式の推定を行っている。また、Chow 検定と CUSUM 検定の結果に基づいて構造変化点とそのパターンを抽出し、ダミー変数を用いてモデルへの反映を試みている。このような本モデルの特徴は、研究目的に対して適切な分析フレームワークを提供している。

本論文では、次章において、政府投資乗数と多部門計量モデルに関する一般的知見と先行研究例の整理を行う。次に、3 章において本モデルの特徴を述べ、4 章において本モデルの基本構造、定式化、構造変化に関する検討結果を述べる。5 章において本モデルのファイナルテスト結果を示し、6 章において本モデルを用いた政策シミュレーションを行うことによって、政府投資乗数に関する基礎的検討を行い、次いで、支出先の違いによる政府投資乗数の相違、時系列的な政府投資乗数の相違、及び、このような相違をもたらす要因に関する検討を行う。最後に、7 章において結論を述べる。

2. 一般的知見と先行研究例の整理

本章では、まず、政府投資乗数に関する一般的知見の整理として、モデルが考慮すべき、財政政策が経済に及ぼす短期的な影響経路を整理する。そして、支出先や時点の違いによって政府投資乗数に相違をもたらす要因について産業連関分析を援用した予備的検討を行う。さらに、多部門計量モデルに関する一般的知見の整理として、政策シミュレーションに用いられるモデルタイプの比較整理を行い、多部門計量モデルが本研究の目的に合致したモデルタイプであることを明確化する。次に、先行研究例の整理として、支出先や時点の違いによる政府投資乗数の相違とこのような相違をもたらす要因について実証分析を行った先行研究例、これまでに構築された著名な多部門計量モデルについて整理する。

2.1. 一般的知見の整理

2.1.1. 政府投資乗数に関する一般的知見の整理

財政政策が経済に及ぼす短期的な影響経路については、一般的に、(1)直接効果、(2)間接効果、(3)誘発効果、(4)輸入漏洩効果、(5)価格調整効果、(6)クラウドディングアウト効果、(7)マンデルフレミング効果の 7 種に分類されている。すなわち、公的設備投資が増額された場合、まず、増額された公的設備投資が直接的に GDP を押し上げる（直接効果）。そして、関連産業へ中間需要が波及し、生産が誘発される（間接効果）。さらに、直接効果と間接効果による所得や生産の変化により、消費と設備投資を介して最終需要が誘発される（誘発効果）。誘発効果は同様にさらなる誘発効果をもたらす、もたらされる誘発効果がゼロに収束するまで連鎖的波及過程が繰り返される。誘発効果は乗数効果に対応するものであるが、近年、家計や企業が抱く将来期待の影響が重要であることが指摘されている。一方、このように産出された需要の一部は輸入に漏洩する（輸入漏洩効果）。また、公的設備投資の増額による経済活動の活発化によって価格が上昇し、増加した需要が低下する（価格調整効果）。しかも、公的設備投資の増額による資金需要の逼迫や財政赤字の増加によって金利が上昇し、設備投資が阻害される（クラウドディングアウト効果）。なお、公的設備投資の増額が為替レートに与える影響としては、公的設備投資の増額による金利の上昇が資本流入を招いて為替レートを増価させ、経常収支を悪化させる効果（マンデルフレミング効果）の他に、所得の増加が外債需要を誘発して為替レートを減価させる効果がある。為替レートがどちらの方向に変化するかについては、貨幣需要と外債需要の所得や金利に対する弾力性の相対関係に依存するが、国際間資本移動が活発な場合、為替レートが増価する。

次に、単純化のために価格金融面の影響経路をひとまず捨象した産業連関モデルを用いて生産ベースの政府投資乗数を導出し、政府投資乗数に相違をもたらす要因について予備的検討を行う。まず、公的設備投資が増額された場合の、直接効果と間接効果による生産誘発額は(1)式のように表すことができる。

$$\Delta X_0 = [I - (I - \hat{M})A]^{-1} (I - \hat{M}) \Delta IG \quad (1)$$

(ΔX_0 : 直接効果と間接効果による生産誘発額(列ベクトル), ΔIG : 公的設備投資増加額(列ベクトル), A : 投入係数行列, \hat{M} : 輸入係数行列(対角行列))

直接効果と間接効果に伴う 1 次の誘発効果については、各産業の生産あたり雇用者所得を表す雇用者所得係数、各産業に従事する世帯全体の雇用者所得あたり商品別消費財購入を表す消費係数¹、各産業の生産あたり商品別投資財購入を表す設備投資係数を用いて、(2)式のように表すことができる。

$$\begin{aligned} \Delta X_1 &= [I - (I - \hat{M})A]^{-1} (I - \hat{M}) (c\omega \Delta X_0 + i \Delta X_0) \\ &= [I - (I - \hat{M})A]^{-1} (I - \hat{M}) (c\omega + i) [I - (I - \hat{M})A]^{-1} (I - \hat{M}) \Delta IG \end{aligned} \quad (2)$$

(ΔX_1 : 1 次誘発効果による生産誘発額(列ベクトル), ω : 雇用者所得係数行列(対角行列), c : 消費係数行列, i : 設備投資係数行列)

1 次の誘発効果に伴う 2 次の誘発効果以降についても同様に表すことができるため、生産ベースの政府投資乗数は、

$$B = [I - (I - \hat{M})A]^{-1} (I - \hat{M}), \quad C = (c\omega + i) \text{ とすると、(3)式のように表すことができる。}$$

$$\frac{\Delta X}{\Delta IG} = [I + BC + (BC)^2 + (BC)^3 + \dots + (BC)^\infty] B \quad (3)$$

(3)式より生産ベースの政府投資乗数に相違をもたらす要因として、以下の 5 つの要因を指摘することができる。

① $(I - \hat{M})$: 自給率 ② $[I - (I - \hat{M})A]^{-1}$: レオンチェフ逆行列 ③ ω : 雇用者所得係数 ④ c : 消費係数 ⑤ i : 設備投資係数

つまり、輸入誘発効果が小さく、生産誘発効果、雇用者所得誘発効果、消費誘発効果、設備投資誘発効果が大きい場合に政府投資乗数が上昇する。さらに、ここで捨象した要因も考慮すれば、雇用者所得が誘発された場合に可処分所得が誘発される度合、つまり可処分所得生成率が高く、最終需要項目の金利感応度が小さく、公的設備投資を増額した場合に、価格や金利の上昇度合が小さく、国際間資本移動が生じにくい場合に政府投資乗数が上昇する。したがって、支出先や時点の違いによって政府投資乗数に相違をもたらす要因については、レオンチェフ逆行列の対角成分は通常 1 より大きく、当該列の中で最大であるという性質を考慮すると、以下のように整理することができる。すなわち、当該産業の自給率、逆行列係数列和、雇用者所得係数、設備投資係数が大きく、政府投資乗数を上昇させる条件を持つ産業から投資財を購入する度合が高く、当該産業に従事する家計の可処分所得生成率や消費性向が大きく、政府投資乗数を上昇させる条件を持つ産業から消費財を購入する度合が高い産業に支出する場合、さらには、当該産業や当該産業に従事する家計による最終需要項目の金利感応度が小さく、当該産業に支出した場合に、価格や金利の上昇度合が小さく、国際間資本移動が生じにくい場合に政府投資乗数が上昇する。また、全体の自給率、生産誘発係数、雇用者所得係数、可処分所得生成率、消費性向、設備投資係数が大きく、政府投資乗数を上昇させる条件を持つ産業から消費財や投資財を購入する度合が高い時点で支出する場合、さらには、最終需要項目の金利感応度が小さく、公的設備投資を増額した場合に、価格や金利の上昇度合が小さく、国際間資本移動が生じにくい場合に政府投資乗数が上昇する。

ただし、これら、産業連関モデルの諸係数は平均概念によるものであり、政府投資乗数を検討する上では限界概念の導入が必要となる。単純化のため賃金、消費財購入と投資財購入における配分の影響を捨象すると、限界概念における輸入率（ $=1 - \text{自給率}$ ）、雇用者所得係数、消費係数、設備投資係数は、それぞれ、輸入の所得弾力性と輸入率（平均輸入性向）の積としての限界輸入性向、労働需要の生産弾力性と生産あたり就業者数（平均労働需要性向）の積としての限界労働需要性向、限界消費性向、限界投資性向に対応する。

2.1.2. 多部門計量モデルに関する一般的知見の整理

一般的に、政策シミュレーションに用いられるモデルタイプとしては、産業連関（Input-Output : IO）モデル、マクロ計量モデル、時系列モデル、多部門計量（Multi-Sector Econometric : MSE）モデル、応用一般均衡（Applied General Equilibrium : AGE）モデルに分類することができ、そのうち、本研究において必要な、産業部門分割を施したモデルタイプとしては、IO モデル、MSE モデル、AGE モデルに分類することができる²。このうち、MSE モデルは、計量経済学的に推定された行動方程式と IO モデルにおける需給バランスなどの定義式の連立体系として構成されており、IO モデルの部門分割構造を維持しつつ、計量フレームワークによって動学性と限界概念を導入し、所得や生産を最終需要にフィードバックするケインズ型のクローズ構造を採用した、IO モデルとマクロ計量モデルの長所を共有するモデルである。これまでの実証分析の結果、このような統合によって、予測性能が向上すること（Rey & Dev, 1997）、経済影響評価の信頼性が向上すること（West, 1994）などが指摘されている。MSE モデルの、それ以外のモデルタイプと比較した特徴は以下のように整理することができる³。

MSE モデルは、ラグ値を含む行動方程式を利用していること、閉鎖系を構築していることによって動学性を有しており、外生的ショックのもたらす経済影響において重要な要因である、時点を通じた累積効果を考慮することができる。しかも、政策の経済影響評価にとって重要な知見となる、外生的ショックに対する経済の経年的な反応の表現が可能になる。一方、IO モデルや AGE モデルは通常静学構造であり、AGE モデルは外生的ショックを与えたことによって到達する新たな長期均衡状態を描写する。したがって、両者においては累積効果の考慮や経済の経年的な反応の描写が不可能である。資本蓄積を内生化することによって動学化された IO モデルや AGE モデルの構築例も見られるが、実証的な確かさについては疑問が呈されている。

MSE モデルでは、AGE モデルで仮定される、市場均衡、完全価格調整、市場の透明性を仮定せず、短期的には価格調整能力は不完全であり、生産要素の不完全雇用があり得ると考え、現実供給は需要に等しいと想定している。そして、このような不均衡に対して価格を介して需給が均衡するように動学的な調整が行われ、このような不均衡から均衡への調整過程を描写する不均衡動学型構造となっている。現実経済は決して均衡しておらず、不完全価格調整が行われていることを考慮すると、AGE モデルより MSE モデルの方が経済を忠実に追跡できる可能性が高いと指摘されている。MSE モデルは、現実 に即した価格調整速度によって需要と供給が経時的に調整されるという意味で、供給制約や完全価格調整を想定する AGE モデルと、供給制約や価格調整を全く考慮しない IO モデルの中庸であり、現実に見合った供給制約・価格調整を考慮していると言えることができる。AGE モデルでは、生産要素総量は通常外生変数であり、生産要素について完全自由移動と完全雇用を想定しているため、均衡では失業などの要素需給の不一致は起こり得ない。したがって、政策の短期的な経済影響評価、特に失業率の検討には適さないと考えられている。供給制約を外し、雇用の拡大を可能とする閉鎖系を採用することによってこのような政策シミュレーションが可能となるが、政策の短期的な経済影響としては非現実的な結果となりやすいことが指摘されている。

政策の経済影響評価においては限界概念に基づくべきであることが指摘されているが、MSE モデルにおける行動方程式は、中間投入を除いて、パラメーターを計量経済学的に推定することによって決定されるため、限界概念に基づいた経済影響評価が可能である。一方、IO モデルでは、生産あたり雇用者数を表す雇用係数、生産あたり所得を表す所得係数、所得あたり消費を表す平均消費性向といった平均概念に基づく係数によって経済影響評価を行っている。平均概念

によるモデル化は、経済影響の過大評価につながりやすいことが指摘されている。

MSE モデルは、産業連関関係を適切に考慮していることに加え、計量フレームワークによって所得や生産を最終需要にフィードバックする構造となっているため、外生的ショック→生産→所得→最終需要という、直接効果、間接効果、誘発効果の3つの影響経路を適切に考慮することができる。IO 表において算出される逆行列係数や生産誘発係数は直接効果と間接効果のみ考慮したものであり、IO モデルでは乗数効果に対応する誘発効果の考慮が不十分である。すなわち、家計部門を内生化していない単純な IO モデルでは消費を介した誘発効果すら考慮されておらず、家計部門を内生化したクローズド IO モデルにおいても、通常、設備投資を介した誘発効果が考慮されていない。一方、マクロ計量モデルでは、産業部門分割が行われていないため、間接効果を明示的に考慮することができない。また、雇用者所得以外の所得や雇用者以外の消費が経済に与える影響は無視できないことが指摘されており、通常、MSE モデルではこれらを内生的に扱っているが、IO モデルではこれらは捨象されるか、外生的に扱われることが多い。

MSE モデルでは、パラメーターを計量経済学的に推定することによって行動方程式を決定するが、AGE モデルではキーパラメーターを先験的に設定し、他のパラメーターはカリブレーションによって設定される。つまり、MSE モデルは、時系列モデルほどではないものの、データ重視であり、経済の短期的な挙動を正確に追跡できる可能性が高い一方、AGE モデルは、効用最大化による消費行動の決定、費用最小化による一次要素投入の決定など、理論重視であり、均衡条件や理論的制約条件を考慮することによって経済の長期均衡状態を描くことに主眼を置いており、現実適合度は劣るという特徴がある。また、AGE モデルは、データの利用可能性に拘束されずにモデルの構築が可能という利点がある反面、分析手法としての科学性、客観性、信頼性に欠けるという欠点が指摘されている。

これらの点を考慮すると、財政政策が経済に及ぼす短期的な影響経路のほぼ全てを明示的に考慮しつつ、財政政策の短期的な経済影響に関して定量的かつ現実整合的な比較検討を行うという本研究の目的にとっては、MSE モデルの採用が望ましいと考えられる。ただし、本小節の検討は MSE モデルの絶対的な優位性を意味するものではなく、各モデルタイプには長所と短所があり、目的に応じて使い分けるべきであることを意味している⁴。

2.2. 先行研究例の整理

2.2.1. 政府投資乗数に関する先行研究例

筆者の知る限り、支出先の違いによる政府投資乗数の相違、及び、このような相違をもたらす要因について、理論的・実証的に詳細に検討した例は見あたらない。Cloutier & Thomassin(1994)は、長方形型クローズド IO モデルにおいて、所得階級別の消費性向と消費財購入パターンの違い、産業別の生産あたり所得と所得種の違い、失業者の所得と消費を考慮できるような拡張を行い、どの産業に支出するかによって乗数に相違をもたらす要因について検討している。そこでは、農業に支出する場合の乗数が最大であると指摘し、相違をもたらす要因として、産業による、生産誘発係数、雇用係数、間接税率、低所得者への配分度合の違いを指摘している。しかし、ここでは、平均概念による検討、輸入漏洩効果や価格金融面の影響経路を考慮していないといった問題があり、分析としては不十分と言わざるを得ない。

時系列的な政府投資乗数の相違、及び、このような相違をもたらす要因については、MSE モデルを用いて検討した例は見あたらないが、我が国においてマクロ計量モデルを用いて実証分析を行った先行研究例（堀他, 1998; 経企庁, 1998, 2000a; 吉野&中島, 1999）がある。しかし、互いに相反する帰結が導かれ、論争が続いている段階であり、今後の分析の蓄積や議論の整理が期待される分野である。これらにおいて導かれた結論は以下のように整理することができる。

堀他(1998)は、まず、開放経済型マクロ経済理論モデルを用いて、我が国の金融政策として現実的な短期金利固定を前提とし、価格調整を無視できる短期に限定すれば、政府投資乗数は価格金融面の要因に影響されず、限界消費性向、限界投資性向、限界輸入性向によって決定される 45° 線型モデルとして記述できること、公的設備投資の増額が、中長期的成長経路にマイナス影響を与えると認識されたり、将来の増税につながると認識される場合では政府投資乗数が低下することを導き、経済主体の抱く将来期待が政府投資乗数に対する重要な要因であることを指摘している。次に、VAR

モデルを援用した我が国における過去の景気対策のレビューを行い、クラウドイングアウト効果やマンデルフレミング効果が発現した形跡がないことを導くとともに、同一構造のモデルを異なる期間に適用し、'80年代と'90年代で政府投資乗数に大きな差はないことを導いている。そして、バブル崩壊による経済への悪影響によって乗数効果が低下したように見えることは否定できないが、'90年代に入って政府投資乗数が顕著に低下したとは言えないと結論づけている。

吉野&中島(1999)は、推定期間を分けて行動方程式を推定することによって構造変化を詳細に考慮したモデルを用いて、短期の需要創出効果のみ考慮する場合と、中長期の価格効果と生産力効果も考慮する場合に分けて検討を行っている。そこでは、限界消費性向の上昇傾向、限界投資性向の低下傾向、限界輸入性向が貿易構造変化により有意でなくなっている傾向、外債需要の所得感応度の低下傾向に加え、金融自由化や民間部門の資金不足解消などによって、消費、投資、外債需要が金利感応的になっている傾向が見られ、クラウドイングアウト効果やマンデルフレミング効果がはたらくようになっていると指摘し、双方の場合において政府投資乗数が経年的に顕著に低下していると結論づけている。

経企庁(1998, 2000a)は、限界消費性向と労働需要の生産弾力性の低下、限界輸入性向の上昇が生じている可能性があるが、公的設備投資の増額によって金利や為替レートに与える影響は弱まっていると指摘している。また、近年、家計や企業の将来不安の高まりや期待成長率の低下が消費や設備投資の停滞につながっているなど、期待要因が政府投資乗数に対する重要な鍵になっていると指摘している。さらに、資本ストック調整や資産価格下落といったバブル崩壊による経済への悪影響によって政府投資乗数が低下している可能性があること、'80年代と比べて'90年代では消費を介した誘発効果に大きな変化はないが、設備投資を介した誘発効果が生じにくくなっていることを指摘している。そして、'90年代以降、政府投資乗数を低下させる要因が存在することは確かだが、顕著に低下したとは言えないと結論づけている。

このように、我が国における政府投資乗数の経年的な変化について先行研究例の間で相反する結論が導かれている。近年、家計や企業の将来期待やバブル崩壊に伴う悪影響が政府投資乗数に対する重要な要因となっていることはほぼ共通して指摘されているが、限界消費性向、限界投資性向、限界輸入性向、クラウドイングアウト効果、マンデルフレミング効果といった要因の経年的な変化については先行研究例の間で相反した分析結果が導かれている。

2.2.2. 多部門計量モデルに関する先行研究例

政策シミュレーションモデルに関する先行研究例を概観したところ、上述のような MSE モデルの理論的優位性にもかかわらず、MSE モデルを構築した例は少なく、IO モデルやマクロ計量モデルを構築した例が多い。これは、MSE モデルを構築する場合、多量のデータを必要とし、モデルの大型化が強いられることなどから、IO モデルやマクロ計量モデルを構築する場合と比較して、コストや労力が飛躍的に増大するためだと考えられる。これまでに構築された著名な MSE モデルとしては、我が国を対象としたものとして、中期多部門計量モデル（経済審議会計量委員会, 1996）、FORECAST（内田, 1990）、COMPASS（Uno & Meyer, 1999）、KEO（尾崎, 1984）が挙げられ、海外を対象としたものとして、REMI（Shao & Treyz, 1993）、CREIM（Israilevich et al., 1997）、INFORUM（Almon, 1991）、INFORUM をアメリカに応用した LIFT（McCarthy, 1991）、QUIP（West, 1994）、AUSTRIA モデル（Kratena & Schleicher, 1999）、Disaggregated Econometric Model based on Flexible Function Form（Siebe, 1994）などが挙げられる。これらの特徴について比較整理した結果を表 1 に示す。ここでは、参考までに、本研究で構築した MSE モデルの特徴についても並記している。

このように、基本構造としては不均衡動学型構造が主流だが、それ以外にも、対象期間やサプライサイドに焦点をあてるかといった分析目的の相違などによって、サプライサイドのない純デマンドドライブ型構造、生産要素需要に生産要素相対価格をフィードバックする一般均衡的特徴も有する構造、生産関数からの供給とレオンチェフ関数からの需要をバランスさせることによって各財・サービスの需給均衡量と価格を同時決定する一般均衡型構造を採用したものがある。また、データ制約から、年次データに基づくものが多く、標本数も少なくなっているものが多い。IO モデルについては、データ制約が緩い場合、数十に及ぶ高度な部門分割を施したり、商品×産業で表される Make-Use 型 IO モデルを採用しているものがある。投入係数については、相対価格などを用いて内生化しているものもあるが、モデルの大型

化を回避するため外生化しているものが多い。このように、これまでに構築された著名な MSE モデルの構造については、データ制約や分析目的に基づく相違はあるものの比較的共通しており、ある程度コンセンサスが取れた状況にあると考えられる。そして、総合的に評価すると、詳細なモデル化、経済理論や計量経済学的手続との整合性といった観点から、中期多部門計量モデルの質が高いと考えられる。本研究における MSE モデルの構築に際しては、我が国固有の経済構造を反映したモデル構築が必要であること、質的な優位性を持つモデルの構築を目指すことをふまえ、中期多部門計量モデルの構造を主に参考とした。

3. 本モデルの特徴

本章では、本研究の目的をふまえて構築された短期多部門計量モデル MS-JMACRO の特徴について記述する。

これまで、計量モデル分析に対しては、導出過程がブラックボックス化しやすいこと、経済理論や計量経済学的手続は奥が深いこと、統計的分析による経済現象の特定化が困難であること、などの理由により、理論なき推定や見せかけの相関といったアカデミックな手続に整合的でない分析に陥りやすいという危険性、分析者の都合に合うようにモデルが構築されやすいという危険性が指摘されてきた。しかも、政策の変更などの外部環境の変化に対して、推定されたパラメーターが頑健ではないため、計量モデルを用いた政策シミュレーションは信頼性に欠けるというルーカス批判が、計量モデル分析の有効性に対して大きな疑問を投げかけている。伴(1991)によると、外部環境に劇的な変化がない限り、行動方程式のパラメーターの変化は軽微にとどまるという実証分析結果を導きつつも、ルーカス批判が指摘する危険性が正しいことを指摘している。

そこで、本研究では、これらの指摘や批判をできる限り回避し、アカデミックな立場からの評価を獲得できるような多部門計量モデルの構築を目指すため、上述のような多部門計量モデルが持つ一般的な長所を有することに加え、財政政策が経済に及ぼす短期的な影響経路、つまり、政府投資乗数に相違をもたらす要因のほぼ全てを明示的に考慮できること、経済理論との整合性、計量経済学的手続との整合性、現実経済との整合性、透明性、操作性に特に配慮してモデルを構築しており、これらが、これまでに構築された多部門計量モデルと比較した本モデルの長所であると考えている。ここでは、従来の評価基準に加え、ルーカス批判を免れ得る、外部環境の変化に対して頑健なモデルの構築を目指す観点から、構造の頑健性という新たな評価基準を設けるとともに、特定化の誤りの問題を回避することを試みつつ行動方程式の推定を行っている。また、経済構造の変化について計量経済学的手続に則った形で詳細に検討を行い、モデルへの反映を試みている。このような本モデルの特徴は、研究目的に対して適切な分析フレームワークを提供している。

3.1. 経済理論との整合性

本モデルでは、推定すべき行動方程式を原則として理論モデルから導出している。本来、経済理論に整合的なモデルとは、将来予想を考慮した経済主体の動学的最適化行動原理によって導かれるモデルであり、このように導出されたモデルは、統計的検証によって受容されることを前提として、外部環境の変化に対する頑健性の問題や特定化の誤りの問題が生じにくいことが指摘されている（伴，1991）。しかし、本モデルでは、行動方程式の推定可能性、同時連立モデルの解法可能性や誤差伝播の回避といった観点とのバランスを考慮せざるを得ないため、場合によっては若干の仮定や簡略化が加えられた理論モデルを採用している。また、全ての行動方程式を理論モデルから導くことはできず、経験式を含まざるを得ないが、経験式については、これまでに構築された著名な計量モデルにおける定式化を参考としている。

3.2. 計量経済学的手続との整合性

本モデルでは、データ分析手法としての計量経済理論に忠実であることに配慮しながら、行動方程式の推定や理論モデルの選択を行っている。ここでは、符号条件や理論から導かれる係数条件、適合度（自由度修正済決定係数、ゼロ勾配係数の F 統計量）、誤差項の系列相関の有無（Durbin-Watson 比, m テスト）や分散均一性（Breusch-Pagan 検定）、

表 1：これまでに構築された著名な MSE モデルの比較表

	対象地域	対象期間(サンプル)	規模・操作性	基本構造	産業連関モデル	フィードバック構造	消費需要の決定	投資需要の決定	労働需要の決定	その他の特徴
中期多部門 計量モデル (経済審議会計量 委員会, 1996)	日本. 地域分割なし.	半期データ. 推定期間:75~90(32) 対象期間:中期	方程式数 1000 以上. 計算時間数十分. メインフレーム上 で解法.	不均衡動学型. マークアップ 価格原理.	14 部門分割. 商品×産業 Make-Use. 相対価格を説明変数と する投入係数内生化.	詳細型. (所得支出勘定, 資本調 達勘定に基づいて所 得, IS バランス決定)	恒常所得仮説に基づくマク ロ家計消費性向関数. LES に基づく目的別消費関 数.	トービンの Q またはス トック調整原理に基づ く設備投資関数. 資本マトリクスによる 産業別設備投資→投資 財需要への変換.	コブダグラス型生産関数の 下での新古典派的 1 階条件 に基づく労働需要関数. 全体の労働需要を推定した 上で産業別シェアを推定. 資本の質を考慮.	詳細なモデル化, 理論や 計量経済学的手続との 整合性など質の高さ. 消費税や金融部門にお ける詳細なモデル化. 資本の質を考慮.
FORECAST (内田, 1990)	日本. 全国 9 地域モデ ルを結合.	年次データ. 推定期間:71~85(15) 対象期間:中期	方程式数 1000 以上. 大規模モデル分析 支援システムを別 途構築.	不均衡動学型. マークアップ 価格原理.	54 部門分割. 商品×商品(延長表)と 産業×産業(SNA)併用. 投入係数外生.	詳細型. (所得支出勘定, 資本調 達勘定に基づいて所 得, IS バランス決定)	商品別シェアは外生.	商品別シェアは外生.	コブダグラス型生産関数の 下での新古典派的 1 階条件 に基づく労働需要関数.	中期多部門をひな型. エネルギーモデル結合. 輸入係数を 10 とマク ロモデルで収束計算.
COMPASS (Uno & Meyer, 1999)	全世界. 約 60 ヶ国・地 域に分割.	年次データ. 推定期間:70~95(26) 対象期間:中期	方程式数多数. オブジェクト指向 データベースシス テムを別途構築.	IS バランスや 財政バランスに よる供給制約 表現. マークアップ 価格原理.	36 部門分割 商品×商品と 産業×産業(SNA)併用. 投入係数外生.	詳細型. (所得支出勘定, 資本調 達勘定に基づいて所 得, IS バランス決定)	実質可処分所得を説明変数 とするマクロ家計消費関数. 商品別シェアは外生.	商品別シェアは外生.	コブダグラス型生産関数の 下での新古典派的 1 階条件 に基づく労働需要関数. 労働時間に基づく定式化.	貿易モデル, エネルギー モデル結合. 国際的な IS バランス, 貿易バランス, エネルギ ーバランスを計算.
KEO (尾崎, 1984)	日本. 地域分割なし.	年次データ 推定期間:65~81(17) 対象期間:82~91(10)	方程式数 229.	一般均衡型.	10 部門分割. 産業×産業. 投入係数外生.	簡易型. (可処分所得を, 付加価 値総和から統計的に 接続された個人所得 などを用いて決定)	名目可処分所得を説明変数 とするマクロ家計消費関数. ベルヌイ・ラプラス型選好関 数に基づく目的別消費関数.	予想生産量と資本コス トを所与とした費用最 小化原理によって導か れた設備投資関数. 商品別シェアは外生.	生産関数に基づく労働需要 関数.	金融(金利, 為替)外生.
REMI (Shao & Treyz, 1993)	アメリカ or アメリカ各地. 地域分割あり.	年次データ. 推定期間:70~88(19) 対象期間:中期	PC 上で解法可能.	生産要素需要に 生産要素相対価 格導入. マークアップ 価格原理.	53 部門分割. 産業×産業. (商品概念も導入) 投入係数外生. (線形延長法)	簡易型. (可処分所得を, 雇用人 所得, 税, 統計的に接続 される他の所得項目 を用いて決定)	実質可処分所得を説明変数 とする消費財需要関数.	最適資本ストックを説 明変数とする投資財需 要関数. 最適資本ストックは生 産要素価格の関数.	労働需要=労働生産性の逆 数と生産の積. 労働生産性は資金率や生産 伸率の関数.	広く応用. カリブレーションパラ メーターの導入. 地域間の移出入におけ る詳細なモデル化. 政府部門内生.
CREIM (Israilevich et al., 1997)	シカゴ. 地域分割なし.	年次データ 推定期間:75~ 対象期間:長期	方程式数 150.	量的調整による 一般均衡型. 価格概念抽象. 投入係数変化に よる需給調整.	36 部門分割. 産業×産業. 生産の最終需要による 数値的 1 階微分の逆行 列として投入係数算出.	簡易型. (可処分所得を, 雇用人 所得, GSP から統計的 に接続される他の所 得項目を用いて決定)	1 人あたり所得を説明変数 とする 1 人あたり消費関数. 利率や人口などを説明変 数とする目的別消費関数.	利率率, 付加価値, 人口, 貯蓄などを説明変数と する投資財需要関数.	労働需要=労働生産性の逆 数と生産の積. 労働生産性は生産, 労働時 間, 失業, 所得などの関数.	外生的ショックに対す る経済の経年的な反応 の違いを考慮. 予想生産の概念を導入. 政府部門内生.
LIFT (Mccarthy, 1991)	アメリカ 地域分割なし.	年次データ 対象期間:中期	—	生産要素需要に 生産要素相対価 格導入. マークアップ 価格原理.	78 部門分割. 商品×商品 (産業概念も導入) 行間法による投入係数 内生化.	簡易型. (可処分所得を, GNP などから統計的に接 続された所得項目を 用いて決定)	可処分所得から貯蓄を減じ た差を説明変数とするマク ロ家計消費関数. 横断面データと時系列デ ータ双方に基づく. シェア総和 1 制約を課して 推定された目的別消費関数.	生産, 生産要素価格, 資本 ストックを説明変数と する設備投資関数. 資本マトリクスによる 産業別設備投資→投資 財需要への変換.	生産, 生産性, 労働年数など を説明変数とする労働需要 関数. 生産と労働需要の相関関係 について上昇過程と下降過 程の非対称性を考慮.	広く応用されている INFORUM の 1 種. 消費の詳細なモデル化.
QUIP (West, 1994)	オーストラリア クイーンズラン ド州. 地域分割なし.	年次データ. 推定期間:79~88(10) 対象期間:中期	方程式数 115.	純デマンドドラ イブ型. マークアップ 価格原理.	15 部門分割 産業×産業. 相対価格を説明変数と する投入係数内生化.	簡易型. (可処分所得を, GSP, 雇用, 人口などから統 計的に接続された所 得項目を用いて決定)	恒常所得仮説に基づく誤差 修正型マクロ家計消費関数. シェア総和 1 制約を課して SUR 推定された目的別消 費関数.	—	付加価値と 1 期前の労働需 要を説明変数とする労働需 要関数. 全体の労働需要を推定した 上で産業別シェアを推定.	消費など家計部門の詳 細なモデル化
AUSTRIA (Kratena & Schleicher, 1999)	オーストリア. 地域分割なし.	年次データ. 推定期間:76~94(19) 対象期間:94~05(12)	—	純デマンドドラ イブ型. 価格はマクロ概 念のみ考慮.	32 部門分割. 商品×産業 Hybrid Partitioned Make-Use. 投入係数外生. (線形延長法)	簡易型.	AIDS に基づく目的別消費 関数.	加速度原理に基づく投 資財需要関数.	生産を説明変数とする誤差 修正型労働需要関数.	エネルギーモデル結合. 価額単位, 熱量単位併存. 政府部門内生. 誤差修正型関数多用.
FLEX (Siebe, 1994)	旧西ドイツ. 地域分割なし.	年次データ. 推定期間:71~86(16)	方程式数 676	一般均衡型.	12 部門分割 商品×産業 Make-Use. 1 階条件による投入係 数内生化.	詳細型. (所得支出勘定に基づ いて可処分所得決定)	耐久財消費と非耐久財消費 を区別して決定. AIDS に基づく目的別消費 関数.	生産, 金利を説明変数と する産業別投資財需要 関数.	資金を説明変数とする労働 需要関数.	政府部門内生. 金融(金利, 為替)外生. 価格弾力的中間投入に トランスログ関数採用.
MS-JMACRO (竹下, 2002)	日本. 地域分割なし.	年次データ. 推定期間:81~98(18) 対象期間:短期	方程式数 530. 計算時間短時間. PC 上で解法可能.	不均衡動学型. マークアップ 価格原理.	17 部門分割. 商品×商品(SNAIO)と 産業×産業(SNA)併用. 投入係数外生.	詳細型. (所得支出勘定, 資本調 達勘定に基づいて所 得, IS バランス決定)	適応的期待形成過程を想定 したライフサイクル・恒常 所得仮説に基づくマクロ家 計消費関数. 商品別シェアは外生.	新古典派原理における 資本の使用者費用も考 慮した加速度原理に基 づく設備投資関数. 商品別シェアは外生.	コブダグラス型生産関数の 下での部分調整過程と新古 典派的 1 階条件に基づく労 働需要関数.	中期多部門をひな型. 構造の頑健性を考慮. 構造変化の詳細な検討 とモデルへの反映.

パラメーターの有意性（ t 値）、赤池の情報量基準（AIC）といった従来の評価基準に加え、構造の頑健性、構造変化、特定化の誤りの問題に配慮しつつ行動方程式の推定を行っている。これらの条件が満たされない場合、説明変数や理論モデルの変更を行った上で、原則としてこれらの条件が満たされるまで再推定を行っている。

構造の頑健性の配慮については、標本期間内における行動方程式のパラメーターの安定性が外部環境の変化に対する構造の頑健性を示す大きな要因であることをふまえ、構造の頑健性という新たな評価基準として CUSUM 検定を行い、標準化逐次残差累積和について、突然の大きな変化や傾向的なゼロからの乖離がなく、できるだけゼロにとどまり続けるように、少なくとも有意水準 5% 点の上限と下限の範囲内に収まることを必須として行動方程式の推定を行っている。

構造変化の配慮については、構造変化に関する Chow 検定と CUSUM 検定を行うことによって構造変化点とそのパターンを特定し、ダミー変数を用いてモデルへの反映を試みている。直近の経済構造変化については、それが現出したデータが少ないこと、片側の自由度が不足するため通常の Chow 検定の適用が不可能であることなどの理由により分析が困難であるという問題がある。そこで、片側の標本がパラメーター数以下である場合に適用可能な 2 番目の Chow 検定を適用する（和合&伴, 1995）。これは、構造変化点より前の標本数を T_1 、構造変化点以降の標本数を T_2 、パラメーター数を K 、残差平方和を SSR とすると、 $T_2 < K$ の場合、(4)式で表される統計量 C_2 は、 T_1 と T_2 における構造安定という帰無仮説の下で $F(T_2, T_1 - K)$ 分布に従うことを利用したものである。

$$C_2 = \left(\frac{SSR_T - SSR_1}{SSR_1} \right) \left(\frac{T_1 - K}{T_2} \right) \quad (4)$$

構造変化点とそのパターンの特定、それらのモデルへの反映という手続のフローは以下のように整理することができる。

- (1) 本節の基本方針に基づいて行動方程式を推定し、基本関数形を決定する。ここで、異常値が見られた場合は、異常値をダミー変数によって補正したものを基本関数形とする。この際、標本期間の各年を順に構造変化点と仮定した繰返し Chow 検定を行う。そして、構造一定という帰無仮説を真とした場合の F 統計量の p 値が 0.2 以下であり、CUSUM 統計量がゼロから変動を示している時点を構造変化点と見なす。ここで、構造変化点における CUSUM 統計量が＋方向に変動する場合は増加方向、－方向に変動する場合は減少方向の構造変化が起こっていると見なす。
- (2) 当該構造変化点における構造変化の方向が増加方向ならば 1、減少方向ならば -1 をとるダミー変数を設定する。どれだけの期間 1 または -1 をとるかについては、CUSUM 統計量の変動パターンに基づいて決定する。どの説明変数にダミー変数を付与すべきかについては、ダミー変数を基本関数形に含まれる全ての説明変数に乘じることによって得る新たな説明変数を 1 つずつ加えて行動方程式の再推定を行った場合における上述の評価基準、特に t 値に基づいて選択する。そして、上述の評価基準、特に、構造変化に敏感な統計量と指摘されている Durbin-Watson 比を満足いく程度まで改善できた場合、構造変化を反映した最終的な関数形として確定するが、そうでない場合は、モデルを棄却し、説明変数や理論モデルを変更した上で手続を繰り返す。

なお、このような構造変化の反映を行った結果、上述の統計量がほぼ同時に改善する傾向が見られた。

特定化の誤りの配慮については、Durbin-Watson 比に配慮するだけでなく、重要な説明変数の見落としがないという帰無仮説を検定する RESET 検定を行い、その結果に配慮しつつ行動方程式の推定を行っている。

推定方法としては、原則として最小二乗法を採用し、誤差項の系列相関が重大な場合には最尤法を採用している。理論的には、同時連立モデルを最小二乗法で推定すると一致性が失われるため、本来は二段階最小二乗法などの同時推定法の採用が望ましい。そして、計量モデルに特徴的な大規模特性と小標本特性を考慮すると、制限情報最尤法の採用が望ましいことが指摘されている（伴, 1991）。しかし、本モデルは高度に内生化が施されている大規模モデルであり、操作変数の選択が困難であるため、制限情報最尤法の採用を見送っている。また、本モデルでは、分布ラグモデルとして幾何分布ラグを採用しており、多項式ラグは採用していない。その理由は、本モデルが小標本であることをふまえ、行

動方程式の推定において十分な自由度を確保するためである。さらに、計量モデル構築の際には、扱われる時系列変数の大半が非定常過程に従う可能性が高いため、それらの定常性、または、共和分関係にあるかを検定し、その結果に応じて階差系列への変換や誤差修正型モデルの採用を行うなど、見せかけの相関の問題を回避する手段を講じる必要性が指摘されている。しかし、本モデルでは、小標本である場合には単位根検定の信頼性が損なわれること、階差系列の間で回帰をとると決定係数が悪化し、同時連立モデルにおける誤差伝播につながる恐れがあること、の理由により、詳細な単位根・共和分分析は行っていない。なお、統計的に接続する式については、符号条件や決定係数には配慮するが、それ以上の配慮はしていない。

3.3. 現実経済との整合性

定量的帰結・政策的知見の提供を重視する立場から、行動方程式の推定やモデルのテストにおける適合度の良さに配慮している。一方、これまで、日本経済では、2度のオイルショック、'80年前後の金融自由化、'85年のプラザ合意とその後の円高不況、'80年代末のバブルと'90年代初頭のバブル崩壊といった大きな構造変化に見舞われてきた。そして、'97年以降、金融システム不安などの要因により、戦後最悪の不況（金融不況）に見舞われており、失業率は過去最高水準となっている。バブル崩壊以降しばらくは、'95年～'96年において経済が比較的好調だったこともあり、民間部門における構造変化は緩やかであったが、金融不況以降、バブル期の矛盾が顕在化し、期待成長率が低下したことによって民間部門においてリストラ圧力が高まり、景況悪化や先行き不安に伴う消費者マインドの悪化などによる消費性向の低下、期待成長率低下や財務体質強化などによる投資性向や雇用性向の低下、失業と求人の併存といった構造的失業の顕在化、賃金決定における業績重視傾向の強まり、不良債権問題、貸し渋り問題、資産価格下落による最終需要の抑制など、経済全体に対する金融部門や資産価格の影響度の高まり、といった重大な構造変化が生じており、乗数効果が生じにくくなっていると指摘されている。そこで、計量経済学的手続に基づく構造変化の抽出とモデルへの反映においては、経済白書などの分析レポート（経企庁，1998，1999，2000a）を精査することによって、このような日本経済で生じた構造変化の内容について整理した上で、その政策的含意を確認しつつ行っている。

3.4. 透明性

これまでに構築された著名な多部門計量モデルの中には、一部、非公開データに基づいて構築されているものがあり、その場合、透明性に欠けるだけでなく、機動的な更新が困難であるという問題点が指摘されてきた。一方、本モデルは、公開されており、一般的に入手可能なデータのみに基づいて構築されている。また、各データの出典や各行動方程式の推定結果といった細部に至るまでの全ての情報を公開している（竹下，2002）。このような透明性の確保によって、本モデルや本モデルを用いた政策シミュレーションの評価や改善を容易にすること、最新情報に基づくモデルの定期的な更新を容易にすること、及び、計量モデル構築に携わる関係者に対して有益な情報を提供することが期待される。

3.5. 操作性

これまでに構築された著名な多部門計量モデルは計算時間が長いこと、テストやそれをふまえた改善がしにくいこと、様々な政策シミュレーションを行うことによる詳細な実証分析がしにくいこと、といった問題点が指摘されてきた。一方、本モデルは、分析目的から要請されるモデルの特徴や多部門計量モデルの持つ構造の本質を簡略化することなく、PC上で短時間で解法可能という高度な操作性を有しており、モデルのテストや政策シミュレーションを容易に行うことができるという長所を有している。本モデルは、同時決定の関係にある内生変数のグループと逐次決定の関係にある内生変数のグループにブロック分割することによって効率的に解法しており、操作性の向上に貢献している。なお、計算時間の増大は、モデルの規模の増大より、構造上の欠陥によってもたらされる場合が多いことが指摘されている。

4. 本モデルの構造

4.1. 本モデルの基本構造

本モデルは、日本経済を対象とした不均衡動学型短期多部門計量モデルであり、データ系列数約 1200、方程式本数約 530 の大型モデルとなっている。その基本構造を図 1 に示す。本モデルは、財貨・サービス市場、労働市場、貨幣市場、外国為替市場を描写しており、最終需要ブロック、生産ブロック、労働ブロック、供給ブロック、価格ブロック、付加価値ブロック、金融ブロック、制度部門別所得財産ブロックから構成されている。各ブロックは相互依存関係にあるため、モデルはガウスザイデル法を用いて収束計算を行うことによって解法され、各ブロックは同時決定される。本モデルは、マクロ経済モデルである一方、17 部門分割を施しており、設備投資、輸出・輸入、労働需要、賃金、潜在生産、価格、付加価値の決定ルールを部門別に記述している。本モデルは、生産－分配－支出というマクロ経済の三面体系を忠実にモデル化しており、直接効果、間接効果、誘発効果、輸入漏洩効果に加え、価格調整効果、クラウドディングアウト効果、マンデルフレミング効果といった価格金融面からの影響など、財政政策がマクロ経済に及ぼす短期的な影響経路のほぼ全てを明示的に考慮している。本モデルは、需要面だけでなく供給面をも内生化していることにより、部門間の相互依存関係を考慮しつつ各部門の価格調整を含めた需給調整メカニズムを表現することができる。表 1 によると、本モデルは、これまでに構築された著名な多部門計量モデルに匹敵する本格的な多部門計量モデルとなっている。

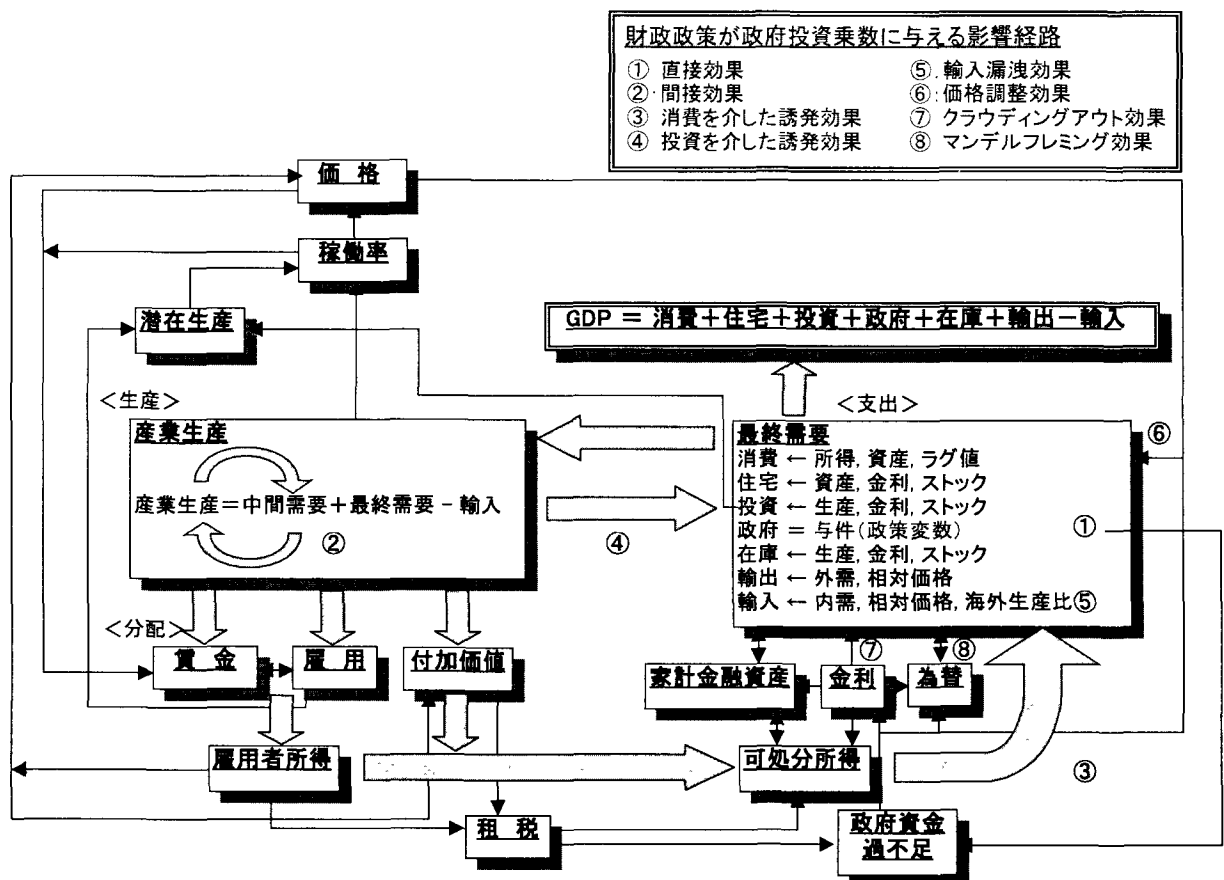


図 1：短期多部門計量モデル MS-JMACRO の基本構造

本モデルは'90 年基準国民経済計算（SNA）に基づいて構築されている。主なデータ源としては、国民経済計算年報（経企庁、2000b）、民間企業資本ストック年報（経企庁経済研、2000a）、SNA 産業連関表（経企庁経済研、2000b）、主要経済・金融データ（日銀調査統計局、2001）、マクロデータファイル（東洋経済新報社、2000）、法人企業統計年報（大蔵省、1999）、鉱工業指数年報（通産省、1999）、海外事業活動動向調査（通産省、2000）、労働力調査年報（総務庁統計局、1999）、毎月勤労統計調査年報（労働省、2000）が挙げられる。SNA では'99 年度以降 93SNA が採用されているが、

現時点では遡及が十分ではなく、68SNA と連続性が確保されていないため、本モデルでは 68SNA を採用している。

本モデルは、部門別変数におけるデータ制約より、年次データ（暦年）に基づいている。SNA 産業連関表（SNAIO）のデータに基づく行動方程式については、SNAIO のデータ制約より、推定期間は最長でも'85 年からとなっている。それ以外の行動方程式については、同一モデル内に推定期間の極端に異なる行動方程式が共存することは好ましくないという観点、及び、オイルショックによる大きな構造変化の影響を回避する観点から、原則として'81 年～'98 年を推定期間としている。そして、全ての行動方程式について、最低でも 2 桁の自由度を確保している。

本モデルでは、部門分割数が多くなるとモデルの操作性が悪化する一方、極度な部門統合を行うと産業部門や商品部門が持つ構造が消失してしまうというトレードオフを考慮し、SNA における 24 部門分類を表 2 のように集約した 17 部門分割を行っている。また、本モデルでは、産業（経済活動別分類）と商品（財貨・サービス別分類）を区別している。ここでは、U 表のデータ制約、及び、モデルの操作性を優先する観点から、Make-Use 型 IO モデルを採用するのではなく、V 表の対角成分は当該行内で最大であることをふまえて 1 産業 1 商品生産仮定を継承し、商品変数と産業変数を統計的に他者に接続するという相互変換を行うことによって区別している。設備投資関数、労働需要関数、賃金、付加価値は産業単位でモデル化している一方、商品変数は商品×商品で表される SNAIO に基づいており、輸出入や需給バランスは商品単位でモデル化している。そして、生産や価格については産業単位と商品単位が併存する形をとっている。なお、制度部門分割については、家計部門、法人企業部門、海外部門、一般政府部門の 4 部門分割を行っている。

表 2：短期多部門計量モデル MS-JMACRO における部門分割

部門番号	部門名	SNA24 部門分類
(1)	農林水産業	(1)
(2)	鉱業	(2)
(3)	食料品	(3)
(4)	繊維	(4)
(5)	パルプ紙	(5)
(6)	化学	(6)
(7)	石油石炭製品	(7)
(8)	窯業土石	(8)
(9)	一次金属	(9)
(10)	金属機械	(10)-(14)
(11)	その他製造業	(15)
(12)	建設業	(16)
(13)	電気ガス水道	(17)
(14)	運輸通信	(21)
(15)	サービス・その他第 3 次産業	(18)-(20),(22)
(16)	一般政府	(23)
(17)	対家計民間非営利団体	(24)

4.2. 本モデルの定式化

本節では、本モデルの定式化について記述する。紙面の都合上、重要な点に関する記述に限定しているが、詳細については、竹下(2002)を参照されたい。

最終需要ブロックでは、国内家計最終消費、民間住宅投資、産業別設備投資、商品別輸出、商品別輸入を行動方程式に基づいて決定し、GDP を定義的に決定する。

家計の消費行動については、消費の総額を消費関数によって決定し、次に、消費の総額とは独立に消費の配分を決定するという二段階接近法に基づいてモデル化している。家計消費については、消費者が予算制約の下で生涯消費流列による効用水準の割引現在価値を最大化するように消費行動を決定すると仮定する、ミクロ経済理論に基礎を置くライフサイクル・恒常所得仮説に基づきつつ、消費者による期待所得の形成過程についてフリードマンによる恒常所得に関する適応的期待形成過程を想定することによって導かれた推定可能な消費関数 ((5)式) を用いて決定している。ライフサイクル・恒常所得仮説では人的所得が仮定されているため所得項としては実質雇用者所得を用いており、理論モデルに

おける期首非人的資産と期首家計金融純資産のギャップの存在から定数項を追加している。理論モデルから推定可能な消費関数の導出過程については高木他(1997)を参照されたい。この消費関数は、金融条件の消費に与える影響を考慮できること、割引率の固定、期待所得現在価値は現在所得で推定可能といったこれまでに想定されることが多かった強い仮定を取り除いているといった特徴がある。

$$HCP = \alpha_1 \left(\frac{YW}{PHCP} \right) + \alpha_2 (1 + RAL) \left(\frac{MAHT(-1) - MLHT(-1)}{PHCP} \right) + \alpha_3 \Delta \left\{ (1 + RAL) \left(\frac{MAHT(-1) - MLHT(-1)}{PHCP} \right) \right\} + \alpha_4 HCP(-1) + \alpha_5 \quad (5)$$

(HCP ：国内家計最終消費, YW ：雇用人所得, $MAHT$ ：家計金融資産, $MLHT$ ：家計金融負債, $PHCP$ ：国内家計最終消費デフレーター, RAL ：貸出金利, α ：パラメーター, Δ ：階差)

そして、消費関数によって決定される国内家計最終消費から民間最終消費を定義的に決定する。消費の目的別配分については、LES (Linear Expenditure System) や AIDS (Almost Ideal Demand System) を用いて内生化することが望ましいが、目的別消費の商品別内訳に関するデータ制約より、本モデルでは消費の商品別配分を外生的に与えている。

民間住宅投資は、実質家計金融純資産による資産効果、ストック調整効果、実質貸出金利による資金調達コストの3要因によってモデル化している。デフレーターとしては民間住宅投資デフレーターと地価の加重平均を用いている。

産業別設備投資は、新古典派原理に基づく資本の使用者費用の概念 (Jorgenson, 1963) も考慮した加速度原理型設備投資関数によって決定している。ここでは、設備投資の遅れを表す時定数 γ ($0 < \gamma < 1$) を導入しており、期待生産について適応的期待形成過程を想定し、適応的期待を表す幾何分布ラグの導入による多重共線性を回避するため純投資によって定式化したモデル(6)と、設備投資は望ましい資本ストックに対する部分調整過程に従うと仮定し、期待生産について静態的期待形成過程を想定して定式化したモデル(7)の双方を推定し、推定結果に基づいていずれかを選択している。なお、定数項と資本の使用者費用 ((8)式) の導入はオプションとしており、符号条件 ($\alpha_1, \alpha_1' > 0$) を満足し、 t 値が有意である場合に導入している。設備投資の商品別配分については、産業別に資本財購入パターンは異なるため資本マトリクスの導入が望ましいが、資本マトリクスのデータ制約より、本モデルでは商品別配分を外生的に与えている。

$$NIP_j = \gamma V(1 - \lambda) \Delta X_j + \lambda NIP_j(-1) - \alpha_1 \frac{UC_j}{PIX_j} + \alpha_2 \quad (6)$$

$$IP_j = \gamma V X_j - (\gamma - \delta_j) KP_j(-1) - \alpha_1' \frac{UC_j}{PIX_j} + \alpha_2' \quad (7)$$

$$UC_j = [RAL + \delta_j - GR\{PIP(1 - \tau Z_j)\}] \frac{PIP(1 - \tau Z_j)}{1 - \tau}, \quad Z_j = \frac{d_j}{1 + RAL - d_j} \quad (8)$$

(j ：産業を表すインデックス, NIP ：産業別純設備投資, IP ：産業別設備投資, KP ：産業別資本ストック, δ ：産業別資本除却率, X ：産業別生産, UC ：産業別資本の使用者費用, PIX ：産業別生産価格, τ ：法人税率, PIP ：民間企業設備投資デフレーター, Z ：産業別減価償却現在価値, d ：産業別減価償却率, GR ：伸び率, その他：パラメーター)

商品別輸出は、外需としての実質年平均世界貿易、相対価格としての商品別税抜円建輸入価格に対する商品別輸出価格の比を説明変数として推定している。商品別輸入は、'80年代後半の円高に伴い、中間財を輸出し、最終製品を輸入するという貿易構造の変化が定着しつつあることを考慮し、内需としての商品別国内需要、相対価格としての商品別生

産価格に対する商品別税込円建輸入価格の比に加え、海外生産比率を説明変数として推定している。このように、輸出関数と輸入関数においては、輸入税や為替レートの影響を明示的に考慮できる構造となっている。輸入関数の推定結果によると、相対価格はそれほど有意に効いておらず、内需や海外生産比率が有意に効いているという結果となった。

そして、民間最終消費、民間住宅投資、民間企業設備投資、輸出、同時連立モデルにおける誤差伝播による不安定化現象を回避するため外生的に与えられる民間企業在庫品増加、政策変数として外生的に与えられる政府最終消費、公的設備投資、公的在庫品増加の総和から、輸入を減じることによって実質 GDP を定義的に決定する。

$$GDP = CP + CG + IH + IP + IG + JP + JG + EX - IM \quad (9)$$

(GDP: GDP, CP: 民間最終消費, CG: 政府最終消費, IH: 民間住宅投資, IP: 民間企業設備投資, IG: 公的設備投資, JP: 民間企業在庫品増加, JG: 公的在庫品増加, EX: 輸出, IM: 輸入)

生産ブロックでは、最終需要ブロックにおいて決定される最終需要項目が、商品×商品単位の IO モデルにインプットされ、商品別・産業別生産を決定する。ここでは、中間需要、国内最終需要、輸出の和として商品別総需要を、商品別総需要から輸入を減じて商品別生産を定義的に決定し、商品別生産から統計的に産業別生産に接続している。

$$DC_i = \sum_j A_{ij} Q_j + \sigma_i * Fd + EX_i, \quad Q_i = DC_i - IM_i, \quad (10)$$

(i: 商品を表すインデックス, DC: 商品別総需要, A: 投入係数, Q: 商品別生産, σ : 国内最終需要の商品別シェア(コンバーター), Fd: 国内最終需要, EX: 商品別輸出, IM: 商品別輸入)

企業は中間財や投資財の相対価格変化などに応じてそれらの購入パターンを変化させると考える方が現実的であり、本来、投入係数は、相対価格やタイムトレンドなどによって説明される内生変数として扱うべきものであるが、本モデルでは、モデルの操作性を優先する観点から外生変数としている。ただし、中間投入は、短期的には固定的生産要素と見なされる資本設備を前提として行われることを考慮すれば、投入係数は短期的にはある程度安定的だと考えられるため、この想定はさほど不自然ではないと考えられる。また、消費者は所得や消費財の相対価格の変化などに応じて消費財購入パターンを変化させると考える方が現実的であり、コンバーターについても内生化することが望ましいが、同様の理由によって本モデルでは外生変数として扱っている。

労働ブロックでは、産業別就業者数、産業別雇用者数、産業平均賃金、産業別賃金、失業率を決定する。産業別就業者数は、コブダグラス型生産関数の下で、新古典派的利潤最大化 1 階条件を想定し、最適な就業者数への調整について部分調整過程を想定することによって導かれた推定可能な労働需要関数 ((11)式) を用いて決定している。なお、農林水産業の就業者数についてはトレンド的に減少するという定式化を行っている。

$$\log(XL_j) = \gamma\alpha_1 \log(X_j) - \gamma\alpha_2 \log\left(\frac{w_j}{UC_j}\right) + (1-\gamma) \log(XL_j(-1)) + \gamma\alpha_3 \quad (11)$$

(XL: 産業別就業者数, w: 産業別賃金, その他: パラメーター)

そして、雇用者の就業者に対する比が安定していることから、産業別就業者数から統計的に産業別雇用者数に接続する。産業平均賃金については修正フィリップス曲線に基づいて決定する。ここでは、我が国の雇用慣行上の理由などによって失業率は比較的安定しており、賃金決定に対して影響力の大きい景況を反映するのは失業率より稼働率の方がふさわしいと考え、産業平均賃金の伸び率を、消費者物価指数の伸び率、就業者加重平均稼働率、民間就業者数に対する

民間総生産の比として定義される民間労働生産性の伸び率によって決定している。産業別賃金については、生産性原理に基づき、その産業平均賃金に対する比を、産業別の生産性や稼働率を説明変数として推定している。そして、上述の理由により、失業率を、定義式ではなく、労働需要要因としての就業者加重平均稼働率を説明変数として推定している。

供給ブロックでは、民間住宅ストックと産業別資本ストックを定義的に決定し、産業別に推定された生産関数を用いて需給ギャップとしての産業別稼働率を定義的に決定する。民間住宅ストックと産業別資本ストックについては、1 期前のストックに当期の投資を加え、資本除却を減ずることによって定義的に決定する。産業別生産関数については、一次同次コブダグラス型生産関数を採用しており、資本稼働率に期首資本ストックを乗じた資本と、労働時間に就業者数を乗じた労働を生産要素としつつ、中立型技術進歩を想定してタイムトレンドを加えて推定している。資本稼働率としては、製造業については鉱工業生産能力稼働率指数を用い、その他の産業については労働時間で測った稼働率として、当期労働時間の標本期間中最高労働時間に対する比を代用している。そして、推定された産業別生産関数において最大稼働を想定し、資本稼働率と労働時間を標本期間中最高値に設定することによって産業別潜在生産を導出し、産業別稼働率を、生産ブロックにおいて需要面から決定される産業別現実生産の、産業別潜在生産に対する比として定義的に決定している。稼働率は、価格や賃金を介して需要と供給が均衡するように動学的に調整する役割を果たす。

$$\log\left(\frac{X_j}{LH_j XL_j}\right) = \alpha \log\left(\frac{RO_j KP_j(-1)}{LH_j XL_j}\right) + \beta TRND + \gamma \quad (12)$$

$$\log\left(\frac{XX_j}{LH \max_j XL_j}\right) = \alpha \log\left(\frac{RO \max_j KP_j(-1)}{LH \max_j XL_j}\right) + \beta TRND + \gamma \quad (13)$$

$$RR_j = \frac{X_j}{XX_j} \quad (14)$$

(RO : 産業別資本稼働率, $RO \max$: 産業別最大資本稼働率, LH : 産業別労働時間, $LH \max$: 産業別最大労働時間, $TRND$: タイムトレンド, XX : 産業別潜在生産, RR : 産業別稼働率, その他: パラメーター)

価格ブロックでは、産業別費用価格、産業別・商品別生産価格、商品別輸入価格、商品別輸出価格、商品別国内需要価格、最終需要項目デフレーター、名目最終需要項目、名目 GDP、GDP デフレーター、各種物価指数を決定する。産業別生産価格は、マークアップ価格原理に基づき、産業別生産あたり産業別総費用として定義的に決定される産業別費用価格と産業別稼働率によって決定し、商品別生産価格に統計的に接続する。商品別輸入価格については、外生的に与えられる商品別税抜ドル建輸入価格に為替レートを乗じて商品別税抜円建輸入価格を決定し、商品別輸入税率を考慮して商品別税込円建輸入価格を決定する。商品別輸出価格は、純間接税を除く商品別費用価格、商品別税抜円建輸入価格、為替レートによって決定し、商品別国内需要価格は、商品別名目国内需要を商品別実質国内需要で除することによって決定する。次に、IO モデルにおけるコンバーターと商品別国内需要価格の加重平均を用いて国内最終需要項目デフレーターを決定し、名目輸出を実質輸出で除することによって輸出デフレーターを、名目輸入を実質輸入で除することによって輸入デフレーターを決定する。そして、最終需要項目デフレーターと実質最終需要項目の積である名目最終需要項目を用いて定義的に決定される名目 GDP を実質 GDP で除して GDP デフレーターを定義的に決定する。消費者物価指数、卸売物価指数、コンバーターが存在しない国内最終需要項目デフレーターについては、行動方程式に基づいて決定する。

付加価値ブロックでは産業別項目別付加価値を決定する。産業別名目中間投入は IO モデルにおいて内生的に決定される商品別名目中間投入から統計的に接続し、産業別固定資本減耗は産業別名目資本ストックから統計的に接続する。次に、産業別賃金と産業別雇用者数の積として産業別雇用者所得を、外生的に与えられる産業別純間接税率と産業別名

目生産の積として産業別純間接税を決定する。そして、産業別名目生産から産業別名目中間投入を減じて産業別付加価値を決定し、これから、固定資本減耗、雇用者所得、純間接税を減じた剰余として産業別営業余剰を決定する。

金融ブロックでは、マネーサプライ、長期金利、貸出金利、預金金利、産業別資本の使用者費用、為替レートを決定する。我が国の金融政策は短期金利を操作変数として間接的にマネーサプライをコントロールするという形態で行われていることをふまえ、短期金利を政策変数として外生的に与えた上で貨幣需要関数に基づいてマネーサプライを決定する。次に、短期金利との期間構造仮説に加え、物価上昇率と財政赤字の影響も考慮することによって長期金利を決定し、短期金利や長期金利の動向が反映される形で貸出金利と預金金利を決定する。そして、産業別設備投資の決定に必要な新古典派原理に基づく産業別資本の使用者費用（(8)式）を決定する。さらに、為替レートを、その短期変動を説明するアセットアプローチに基づき、購買力平価説に基づく均衡為替レートとしての日米両国の物価指数の比、日米両国の実質長期金利の差、リスクプレミアムとしての累積経常収支対名目 GDP 比を説明変数として決定する。理論モデルから推定可能な為替レート関数の導出過程については養谷(1997)を参照されたい。金利は、資産効果を介して家計消費に、資本コストを介して民間住宅投資、民間企業設備投資に、為替レートを介して輸出、輸入に影響するという経路で実物部門に波及する。資産価格の重要性の高まりをふまえ、株価と地価の内生化を試みたが、これらは経年的変動が激しく、バブル期ではファンダメンタルズから乖離して推移していたことは明らかであり、実際、行動方程式の推定結果は、ダミー変数で補正した場合でも不満足なものであった。したがって、これらは外生変数として扱っている。

制度部門別所得財産ブロックは、全制度部門を対象としており、産出された所得を制度部門別に分配し、制度部門別項目別金融資産・負債を決定する。ここでは、まず、所得支出勘定に基づいて制度部門別所得を、資本調達勘定に基づいて制度部門別貯蓄投資差額を定義的に決定し、制度部門別資金過不足に統計的に接続して実物部門から金融部門に連結する。そして、制度部門別金融資産・負債を、1 期前の金融資産・負債に、純増と、資産・負債と金利の変化の積によって説明される調整勘定を加えることによって定義的に決定する。金融資産・負債の純増の一方は行動方程式に基づいて決定し、他方を両者の差額が資金過不足であるという定義式を用いて決定している。次に、資産選択行動は実物部門での支出行動とは独立に金利などの要因を考慮して行われると想定し、制度部門別項目別金融資産・負債を決定する。そして、制度部門別財産所得受取・支払を、利子要因として金融資産・負債と金利の積、配当要因として法人企業営業余剰、賃貸料要因として名目 GDP を説明変数として決定している。家計部門所得財産ブロックでは、家計可処分所得を、雇用者所得、個人企業営業余剰、家計財産所得純受取、社会保障純受取、外生的に与えられるその他経常移転純受取の総和から家計直接税を減じたものとして定義的に決定する。実質雇用者所得は家計消費に、実質家計金融純資産は家計消費や民間住宅投資にフィードバックされる。これが、乗数効果を生み出す家計におけるクローズ構造であり、もたらされる乗数効果がゼロになるまで収束計算が行われる。海外部門所得財産ブロックでは海外に対する債権の純増が決定され、その累積額は為替レートに反映される。一般政府部門所得財産ブロックでは、制度部門別所得を用いて直接税を決定し、産業別純間接税と、商品別輸入税率と商品別名目輸入の積である商品別輸入税の総和として純間接税を決定し、純租税総額を決定する。一般政府資金過不足は長期金利に反映され、家計直接税は家計可処分所得に、法人直接税は資本の使用者費用を介して民間企業設備投資に、間接税は費用価格を介して価格に影響する。

4.3. 構造変化に関する検討結果

本節では、2 章において政府投資乗数に相違をもたらす要因として指摘された、家計消費関数、設備投資関数、労働需要関数、輸入関数における構造変化に関する検討結果について記述する。

家計消費関数における構造変化検定結果によると、限界消費性向が'92 年のバブル崩壊期に低下するという構造変化が見られ、バブル崩壊期における消費行動の消極化を示唆している。金融不況期の'97 年と'98 年を構造変化点であるとした場合の Chow 検定結果は、当該期間において減少方向の構造変化が生じている可能性を完全に否定できないことを示しているが、当該期間において減少方向の構造変化が生じていることを表現するダミー変数を導入して再推定を行っ

てもt値は有意な値を示さなかったことから、構造変化と特定するほどのものではないと考えられる。

次に、表3に示す設備投資関数と労働需要関数における構造変化検定結果について、図2に示す標本期間における民間企業設備投資、総就業者数の推移の、両者の主な説明変数である民間総生産の推移との比較図、及び、民間部門における投資行動や雇用行動の変化はバブル崩壊後しばらくは緩やかだったが、金融不況以降、急速な減少方向への変化が生じているという経済白書の指摘を参考として検討を行う。設備投資関数については、図2から示唆される通り、バブル期における投資行動の積極化とバブル崩壊期における投資行動の消極化という構造変化が第2次産業に多く見られ、金融不況期には、一部の産業では投資行動の消極化という構造変化が見られるものの、金属機械や第3次産業など多くの産業では投資行動の積極化という構造変化が受容されている。これは、これらの産業が、ITなどの新技術への対応を図るため金融不況期に設備投資を積極的に行ったこと、及び、'98年に民間企業設備投資が減少しているのは、構造変化というより民間総生産の減少によるものであることを示していると考えられる。なお、構造変化を表すダミー変数は、全ての産業において定数項に寄与するという結果となった。このように、経済白書の指摘と異なる結果が得られたが、設備投資関数の推定期間が短いため、中期的なストック調整要因を必ずしも考慮できているとは限らず、この点が構造変化と認識された可能性がある。一方、総就業者数と民間総生産の推移は標本期間全体にわたって極めて似通っているが、労働需要関数については、多くの産業で金融不況期における雇用行動の消極化という構造変化が認められ、経済白書の指摘を裏付ける結果となった。そして、構造変化を表すダミー変数は、運輸通信において定数項に寄与する以外は、生産項に寄与するという結果となった。構造変化に伴う生産弾力性の低下幅については、鉱業、食料品、繊維、パルプ紙といった川上産業では5~10%低下するが、それ以外では1~2%にとどまっている。運輸通信においてバブル崩壊以降に雇用行動が例外的に積極化しているのは、移動通信など、新規市場の拡大が特に著しかったためだと考えられる。

輸入関数については総じて構造変化は認められなかった。これは、輸入関数において、円高に伴う貿易構造の変化をもたらしたプラザ合意が行われた'85年を推定期間の開始期としているためだと考えられる。

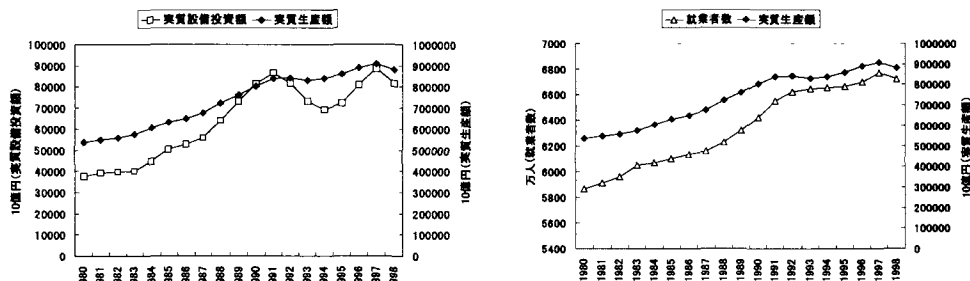


図2：民間企業設備投資、総就業者数と民間総生産の推移

表3：産業別設備投資関数・労働需要関数における構造変化検定結果総括表

	設備投資関数			労働需要関数		
	1 (+)型	2 (-)型	3 (-)型	1 (+)型	2 (-)型	3 (-)型
1. 農林水産業			3 (-)型			—
2. 鉱業		2 (+)型	3 (-)型			3 (-)型
3. 食料品	1 (+)型	2 (-)型				3 (-)型
4. 繊維	1 (+)型	2 (-)型			2 (-)型	
5. パルプ紙	1 (+)型	2 (-)型	3 (+)型			3 (-)型
6. 化学		2 (-)型	3 (+)型	1 (+)型		3 (-)型
7. 石油石炭製品		—				3 (-)型
8. 窯業土石		2 (-)型				3 (-)型
9. 一次金属		2 (-)型		1 (+)型	2 (-)型	
10. 金属機械			3 (+)型		2 (+)型	3 (-)型
11. その他製造業			3 (+)型		—	
12. 建設業	1 (+)型	2 (-)型	3 (-)型		—	
13. 電気ガス水道	1 (+)型	2 (+)型			—	
14. 運輸通信		2 (+)型	3 (+)型		2 (+)型	
15. サービス他			3 (+)型		—	

1：バブル期(～'91年)，2：バブル崩壊期('92年～'95年)，3：金融不況期('96年～'98年)

(+)：増加方向の構造変化，(-)：減少方向の構造変化

5. 本モデルのテスト

本モデルの精度、及び、内挿期間中の追跡能力を評価するため、'86年～'98年の13年間についてファイナルテストを行った⁵。ここでは、外生変数と先決内生変数の初期値のみ所与とし、それ以外の先決内生変数にはモデルの解を順次代入することによって内挿期間全体にわたるシミュレーションを動的に行っており、内生変数について内挿期間全体の平方平均2乗誤差率(RMSPE)を計算している。ファイナルテストにより、同時決定過程とラグ構造の双方に基づく誤差の累積を考慮した、モデルの総合的な性能を評価することができる。ファイナルテストの結果として得られた、主な経済変数のRMSPEを表4に%表示で、内挿期間中の主な経済変数の計算値と実績値の比較図を図3に示す。

ファイナルテストの結果によると、マクロ経済変数、産業別変数の双方において、誤差率が低く抑えられていること、経年的な挙動を適切に追跡できていることが確認され、本モデルの精度、及び、動学的な追跡能力が良好であることを示唆している。その他の内生変数についても、誤差率が低く抑えられていること、誤差の累積や特定時期の集中といった問題がないことを確認している。

表4：主な経済変数のファイナルテスト結果総括表(%)
(マクロ経済変数) (産業別変数)

	RMSPE
民間最終消費	1.64
民間住宅投資	2.50
民間企業設備投資	1.87
輸出	2.38
輸入	1.67
GDP	1.53
民間総生産	1.54
雇用者数	1.57
平均賃金	1.61
就業者加重平均稼働率	1.54
GDPデフレーター	1.59
消費者物価指数	1.62
貸出金利	3.66
長期金利	1.70
為替レート	1.53
家計可処分所得	1.77
海外に対する債権の純増	2.32
一般政府資金過不足	2.58

	RMSPE
産業別生産	
農林水産業	1.63
鉱業	1.74
食料品	1.57
繊維	1.71
パルプ紙	1.54
化学	1.56
石油石炭製品	1.58
窯業土石	1.72
一次金属	1.79
金属機械	1.80
その他製造業	1.54
建設業	1.67
電気ガス水道	1.53
運輸通信	1.55
サービス他	1.53
一般政府	1.54
対家計民間非営利団体	1.66

	RMSPE
産業別生産価格	
農林水産業	1.74
鉱業	1.53
食料品	1.57
繊維	1.59
パルプ紙	1.54
化学	1.54
石油石炭製品	1.56
窯業土石	1.53
一次金属	1.57
金属機械	1.91
その他製造業	1.87
建設業	1.60
電気ガス水道	1.64
運輸通信	1.69
サービス他	1.57
一般政府	1.69
対家計民間非営利団体	1.58

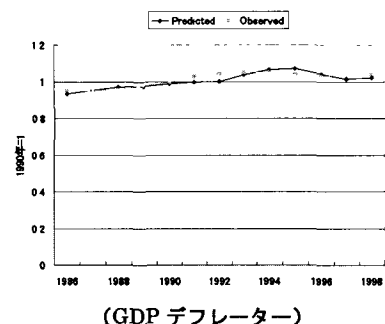
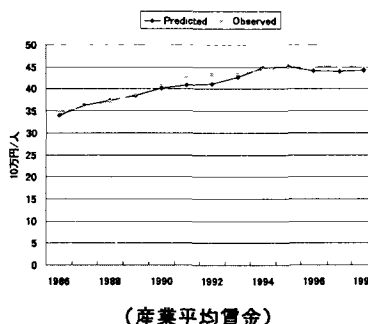
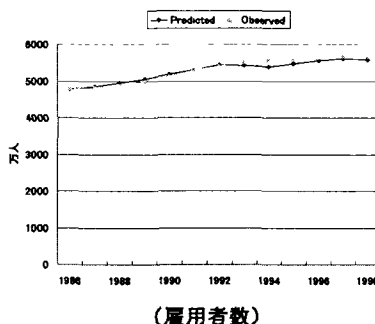
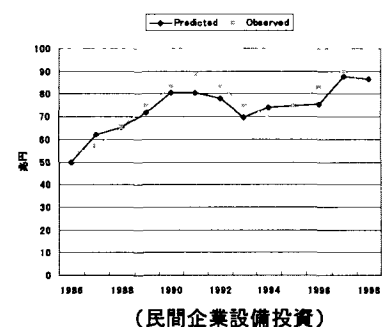
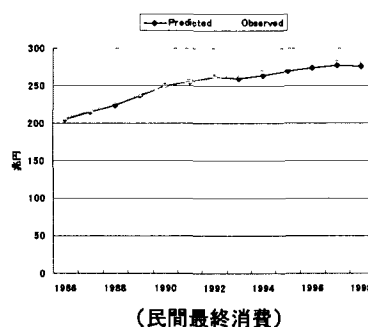
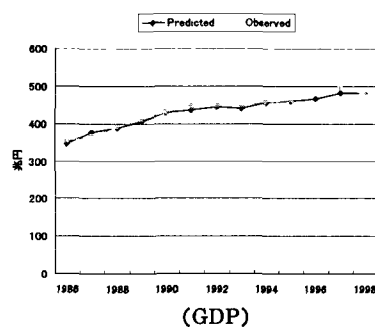


図3：主な経済変数の計算値と実績値の比較図

6. 政策シミュレーション

6.1. 分析フロー

本章では、表 5 に示す 3 ケースを設定し、各ケースについて本モデルを用いた政策シミュレーション、及び、検討を行う。3 ケ年継続ケースでは、'96 年～'98 年にかけて実質公的設備投資を 1 兆円、当該年の公的設備投資における商品別配分パターンに沿って継続的に増額した場合の標準ケース（実績値）からの変化について検討する。1 ケ年ケースでは、'86 年～'98 年の各年において実質公的設備投資を 1 兆円、当該年の公的設備投資における商品別配分パターンに沿って 1 年のみ増額した場合の標準ケースからの変化について検討する。産業別配分ケースでは、'98 年において実質公的設備投資を 1 兆円増額し、これをある 1 産業のみに配分した場合の標準ケースからの変化について検討する。

まず、3 ケ年継続ケースと 1 ケ年ケースの計算結果を比較することによって政府投資乗数に関する基礎的検討を行う。ここでは、3 ケ年継続ケースと'96 年における 1 ケ年ケースの計算結果をふまえ、公的設備投資を増額することによる主な経済変数の変化について検討する。次に、3 ケ年継続ケースと'96 年～'98 年における 1 ケ年ケースの計算結果をふまえ、経年的な GDP 変化の内訳、公的設備投資を継続的に増額することに伴う累積効果について検討し、'96 年における 1 ケ年ケースの計算結果をふまえ、公的設備投資を一時的に増額することに伴うリバウンド効果について検討する。

そして、全産業を対象とした産業別配分ケースについて政策シミュレーションを行い、支出先の違いによる政府投資乗数の相違、及び、このような相違をもたらす要因について定量的かつ詳細な検討を行う。さらに、'86 年～'98 年の各年を対象とした 1 ケ年ケースについて政策シミュレーションを行い、時系列的な政府投資乗数の相違、及び、このような相違をもたらす要因について定量的かつ詳細な検討を行う。

表 5: 政策シミュレーションにおけるケース設定

ケース名	対象期間	公的設備投資の増額パターン	公的設備投資の配分パターン	検討内容
3 ケ年継続ケース	'96 年～'98 年	3 年間継続的に実質額を増額	当該年の公的設備投資における商品別配分パターン	主な経済変数の変化, GDP 変化の内訳, 累積効果
1 ケ年ケース	'86 年～'98 年	1 年のみ実質額を増額	当該年の公的設備投資における商品別配分パターン	主な経済変数の変化, GDP 変化の内訳, リバウンド効果, 時系列的な政府投資乗数の比較
産業別配分ケース	'98 年	1 年のみ実質額を増額	ある産業のみに配分	支出先による政府投資乗数の比較

なお、本研究では一貫して内挿期間中に政策シミュレーションを行っている。その理由は、外挿期間中における投入係数などの外生変数の想定が困難であり、それらの想定によって結果が少なからず影響されてしまうためである。この点は、計量モデルの予測精度が外挿期間中に劣ることの理由としてしばしば指摘されている（森, 1976）。モデル外生的な投入係数の予測方法としては RAS 法が知られているが、これまでの投入係数変化の方向と大きさが持続するというやや厳しい仮定を置く必要があり、必ずしも万能な方法とは言えない。また、政策シミュレーションの対象期間は短期に限定し、最大 3 年としている。その理由は、本モデルの標準期間が短いため、及び、中長期的な政策シミュレーションを行う上で不可欠な、政府の予算制約などの均衡条件、理論的制約条件、公共投資を行うことによる生産力効果や民間企業設備投資のクラウドイングアウト効果といった財政政策が経済に及ぼすサプライサイドを介した中長期的な影響経路⁶の考慮が現段階では不十分であるためである。

政府投資乗数の大きさは、金融政策と投資財源に関する前提によって大きく影響を受ける。まず、我が国の金融政策については、短期金利を操作変数として間接的にマネーサプライを操作しており、財政政策が発動される場合、同時に裁量的金融緩和政策がとられることが多いことを考慮し、本モデルによる財政政策のシミュレーションにおいては、短期金利を政策変数として固定している。これは、金融政策が財政政策に最大限協力を行い、財政政策の発動に連動して金融緩和が行われることを意味している。投資財源については、公債発行によって賄われると想定している。

6.2. 政府投資乗数に関する基礎的検討

3ヶ年継続ケースと'96年を対象とした1ヶ年ケースにおける、主な経済変数の標準ケースからの乖離率を表6に%表示で示す。このように、主な経済変数が、公的設備投資の増額によってどのように影響されるかについては、2つのグループに分類できる。すなわち、GDP、民間住宅投資、民間企業設備投資、輸出、輸入、民間総生産、就業者加重平均稼働率については、3ヶ年継続ケースでは公的設備投資の増額に伴って即時的に上昇するが、その後上昇傾向は鈍化している。そして、1ヶ年ケースでは、公的設備投資をもとの水準に戻すとほぼ同時的にもとの水準に収束している。この点は、公的設備投資の変化に対して、これらの経済変数はほぼ同時に影響を受けること、及び、直接効果、間接効果、設備投資を介した誘発効果、輸入漏洩効果はほぼ同時に政府投資乗数に影響を与える特徴があることを意味している。一方、民間最終消費、雇業者数、平均賃金、GDPデフレーター、金利、為替レートについては、3ヶ年継続ケースでは上昇傾向が経年的により顕著になっており、1ヶ年ケースでは、公的設備投資をもとの水準に戻した後においても影響が持続している。この点は、公的設備投資の変化に対して、これらの経済変数はタイムラグを伴いつつ持続的な影響を受けること、及び、消費を介した誘発効果、価格調整効果、クラウドイングアウト効果、マンデルフレミング効果は即時的ではなく、タイムラグを伴って持続的に政府投資乗数に影響を与える特徴があることを意味している。

ここで着目すべき点は為替レートが円安方向にふれていることであり、この点は、堀他(1998)による、短期金利を固定して公的設備投資を増額する場合の理論分析においても重要な点として指摘されている。これは、公的設備投資の増額により、国内物価の上昇は見られる一方、短期金利が固定されていることに伴い、長期金利の上昇が緩やかなものにとどまるためである。輸出は、国内物価の上昇と為替レートの減価の相対性によって決まるが、ここでは増加方向に転じている。この点は、マンデルフレミング効果は、公的設備投資の増額に連動して裁量的金融緩和政策が行われ、短期金利が一定に保たれるという前提の下では成立しない場合があり得ることを意味している。ただし、短期金利は一定に保たれるものの、国内物価の上昇、及び、一般政府資金過不足がマイナス方向に転じることにより、長期金利や貸出金利は上昇する。3ヶ年継続ケースの結果によると、民間企業設備投資は、民間最終消費の持続的拡大などに伴う産業生産の継続的な増加により、継続的な増加傾向を見せるものの、民間住宅投資は、その説明変数である実質家計金融純資産の増加幅が緩やかであるため、貸出金利上昇によるクラウドイングアウト効果を受け、2年目以降は標準ケースを下回る結果となっている。この点は、投資に影響を与えるのは貸出金利であり、短期金利が一定に保たれるからといってクラウドイングアウト効果がないとする指摘は正しくないことを意味している。

このように、3ヶ年継続ケースでは、GDPの増加傾向が次第に鈍化するなど、経済変数に顕著な発散傾向が見られないことが確認され、1ヶ年ケースでは、公的設備投資をもとの水準に戻すと、全ての経済変数がもとの水準に向かって収束する傾向が確認された。これは、本モデルの動学特性が良好であることを示している。

表6：3ヶ年継続ケース、'96年における1ヶ年ケースにおける主な経済変数の乖離率(%)
(3ヶ年継続ケース)

	1996	1997	1998
民間最終消費	0.07	0.14	0.23
民間住宅投資	0.14	-0.03	-0.10
民間企業設備投資	0.66	0.55	0.51
輸出	0.19	0.14	0.02
輸入	0.43	0.45	0.49
GDP	0.34	0.36	0.37
民間総生産	0.40	0.41	0.41
雇業者数	0.05	0.07	0.09
平均賃金	0.17	0.27	0.32
就業者加重平均稼働率	0.37	0.34	0.32
GDPデフレーター	0.02	0.09	0.13
長期金利	0.71	3.20	3.15
貸出金利	0.17	0.55	0.58
為替レート	0.18	0.26	0.20

('96年における1ヶ年ケース)

	1996	1997	1998
民間最終消費	0.07	0.08	0.08
民間住宅投資	0.14	-0.26	-0.06
民間企業設備投資	0.66	-0.05	-0.08
輸出	0.19	-0.06	-0.14
輸入	0.43	0.01	0.04
GDP	0.34	0.02	0.00
民間総生産	0.40	0.01	-0.01
雇業者数	0.05	0.03	0.03
平均賃金	0.17	0.09	0.05
就業者加重平均稼働率	0.37	-0.03	-0.03
GDPデフレーター	0.02	0.07	0.03
長期金利	0.71	1.88	-0.95
貸出金利	0.17	0.35	-0.01
為替レート	0.18	0.07	-0.08

3ヶ年継続ケースと'96年～'98年を対象とした1ヶ年ケースにおける政府投資乗数の推移の比較図を図4に、GDP変化の最終需要項目別の内訳を図5に、寄与が1兆円で経年的に一定である公的設備投資を除いた形で示す。このように、公的設備投資の増額により、民間企業設備投資、民間最終消費、輸出の上昇が見られ、GDPを押し上げる一方、GDPの上昇は輸入を誘発し、GDPや政府投資乗数を押し下げる。中でも、公的設備投資を増額した時点では民間企業設備投資の増加が乗数効果の主因となっている。一方、継続的な公的設備投資の増額によって政府投資乗数の上昇が見られる。これは、継続的な公的設備投資の増額により、民間最終消費の持続的な上昇が見られるためであり、この点が累積効果と指摘されている現象である (West, 1994, 1995)。つまり、公的設備投資を増額した時点においては民間企業設備投資の増加が乗数効果の主因であるが、継続的に公的設備投資を増額した場合、民間最終消費の増加の乗数効果に占めるシェアが経年的に大きくなる。このように、民間最終消費が、タイムラグを伴って GDP 押し上げに貢献する理由は、雇用者数や賃金が公的設備投資の増額に対して即時的ではなく、徐々に上昇するためである。なお、日本を対象とした中期多部門計量モデル (経済審議会計量委員会, 1996) においても、本モデルの計算結果と同様、公的設備投資の増額により、まず民間企業設備投資が上昇する一方、民間最終消費は漸進的に拡大するという結果が得られている。

また、先行研究例 (e.g., 堀他, 1998) においては、公的設備投資の一時的拡大というインパルス的なショックを与えた場合、実物面が速やかに鎮静化する一方で価格や金利の上昇傾向が継続するため、公的設備投資をもとの水準に戻した時点以降数年間にわたって GDP が標準ケースを下回るというリバウンド効果が指摘されている。たしかに、'92年以前における1ヶ年ケースではリバウンド効果が確認されたが、'96年以降における1ヶ年ケースでは、民間企業設備投資や民間総生産などは標準ケースを下回るものの、GDP が標準ケースを下回ることにはなかった。これは、後述のように、公的設備投資の増額による価格上昇度合が経年的に低下しているためである。この点は、デフレギャップが広がり、価格調整速度が低下している昨今では、リバウンド効果はそれほど重大ではないことを示唆していると考えられる。

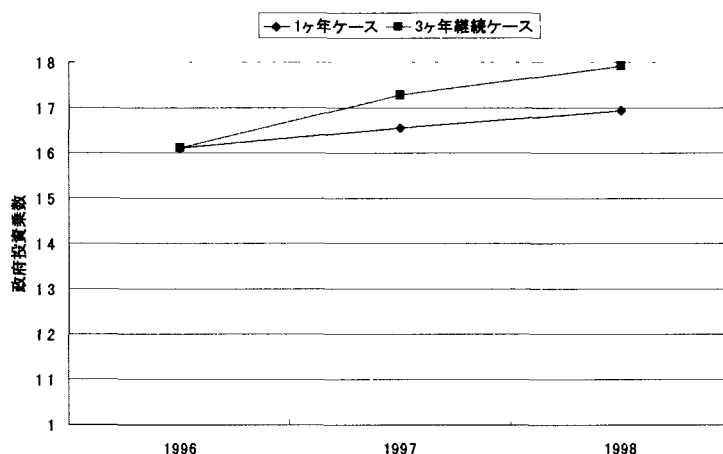


図4：3ヶ年継続ケース、1ヶ年ケースにおける政府投資乗数の推移の比較図

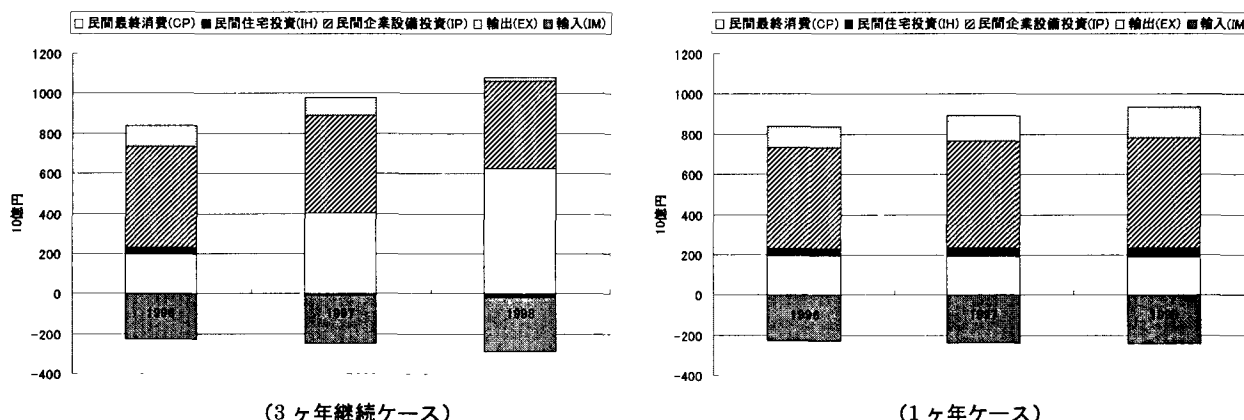


図5：3ヶ年継続ケース、1ヶ年ケースにおける GDP 変化の内訳 (公的設備投資除く)

6.3. 政府投資乗数の横断的な相違に関する検討

図 6 に、産業別配分ケースにおける政府投資乗数の比較図を示す。このように、どの産業に支出を行うかによって政府投資乗数は大きく異なるという結果となった。ここでは、サービス他へ投資した場合の政府投資乗数が最大であり、農林水産業、建設業、その他製造業の順に続く。一方、鉱業、石油石炭製品、一次金属、繊維へ投資した場合の政府投資乗数は低いという結果となった。

次に、支出先の違いによって政府投資乗数に大きな相違が見られる理由について考察するため、本ケースにおける GDP 変化の最終需要項目別の内訳を図 7 に、寄与が 1 兆円で共通である公的設備投資を除いた形で示す。このように、結果に大きく影響する要因は、支出先の違いによる、経済全体の輸入と民間企業設備投資の誘発効果の違いであり、経済全体の輸入誘発効果が小さく、民間企業設備投資誘発効果が大きい場合に政府投資乗数が高くなることを読みとることができる。民間最終消費、民間住宅投資、経済全体の輸出の誘発効果については結果に大きな影響を与えていない。

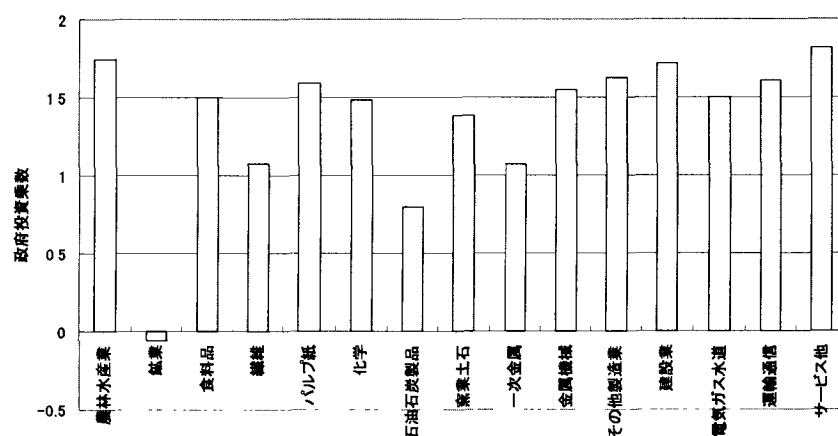


図 6：'98 年において各産業に 1 兆円の公的設備投資を追加した場合の政府投資乗数の比較図

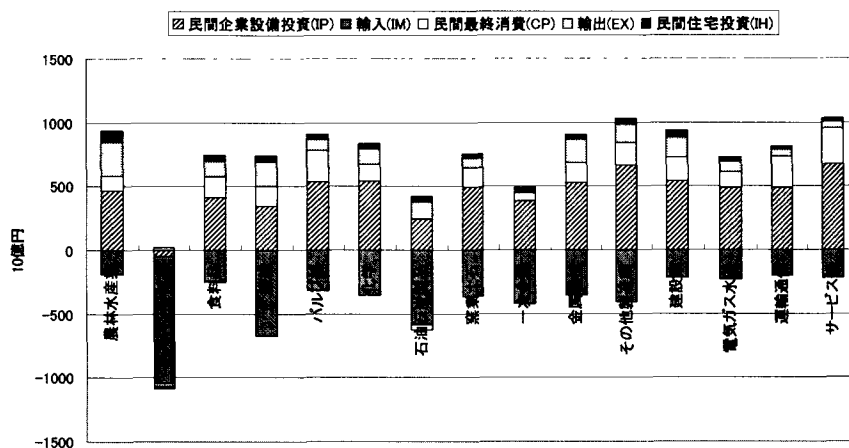


図 7：'98 年において各産業に 1 兆円の公的設備投資を追加した場合の GDP 変化の内訳（公的設備投資除く）

さらに、支出先の違いによって、経済全体の輸入と民間企業設備投資の誘発効果が異なる理由について考察する。

ある産業に支出した場合の経済全体の輸入誘発額は、当該産業の限界輸入性向、(15)式で定義される輸入誘発係数に影響されると考えられる。

$$\Delta m_j = \sum_i \hat{M}_x \left[I - (I - \hat{M})A \right]^{-1}, \quad \hat{M}_x = \begin{pmatrix} \frac{IM_1}{Q_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{IM_2}{Q_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{IM_{17}}{Q_{17}} \end{pmatrix} \quad (15)$$

(Δm : 輸入誘発係数, j : 列を表すインデックス, i : 行を表すインデックス, IM : 商品別輸入, Q : 商品別生産)

そこで、本ケースにおいて計算された、ある産業に支出した場合の経済全体の輸入誘発額と、当該産業の限界輸入性向、輸入誘発係数の、産業についての散布図を図 8 に示す。本ケースの計算結果によると、経済全体の輸入誘発額は、鉱業、繊維、石油石炭製品に支出した場合に大きく、建設業、電気ガス水道、運輸通信、サービス他に支出した場合に小さい。そして、支出先の違いによる経済全体の輸入誘発額の相違については、支出先産業の限界輸入性向や輸入誘発係数との間に相関関係が見られ、これらが大きい産業に支出した場合に経済全体の輸入誘発額が大きくなる。

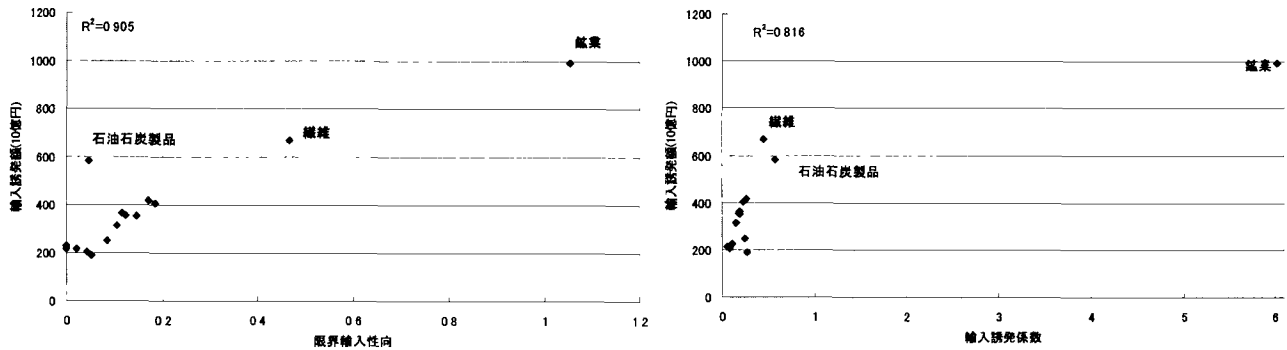


図 8 : 産業別配分ケースにおける経済全体の輸入誘発額と、当該産業の限界輸入性向、輸入誘発係数の散布図

次に、ある産業に支出した場合の民間企業設備投資誘発額は、当該産業の限界投資性向、当該産業に支出した場合に民間総生産が誘発される度合、(16)式で定義される民間企業設備投資誘発係数に影響されると考えられる。

$$\Delta i_j = \sum_i \hat{IP}_x \left[I - (I - \hat{M})A \right]^{-1}, \quad \hat{IP}_x = \begin{pmatrix} \frac{IP_1}{Q_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{IP_2}{Q_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{IP_{17}}{Q_{17}} \end{pmatrix} \quad (16)$$

(Δi : 民間企業設備投資誘発係数, IP : 産業別設備投資)

そこで、本ケースにおいて計算された、ある産業に支出した場合の民間企業設備投資誘発額と、当該産業に支出した場合の民間総生産の乖離率、当該産業の限界投資性向の、産業についての散布図を図 9 に示す。本ケースの計算結果によると、民間企業設備投資誘発額は、サービス他やその他製造業に支出した場合に大きく、鉱業、石油石炭製品、繊維に支出した場合に小さい。そして、支出先の違いによる民間企業設備投資誘発額の相違については、当該産業に支出した場合の民間総生産の乖離率との間に極めて高い相関関係が認められ、支出先産業の限界投資性向とも相関関係が認めら

れる。そして、これらが大きい産業に支出した場合に民間企業設備投資誘発額が大きくなる。一方、ある産業に支出した場合の民間企業設備投資誘発額と当該産業の民間企業設備投資誘発係数との相関係数は 0.07 とかなり小さい。

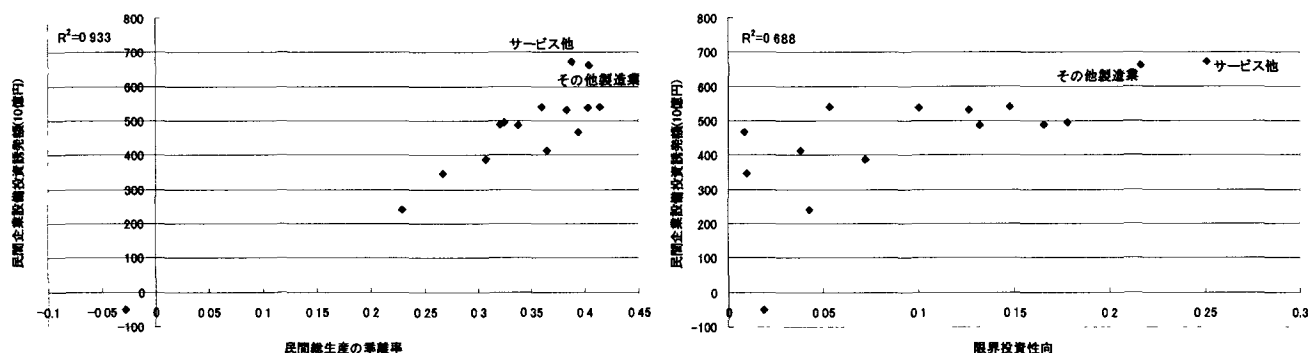


図 9：産業別配分ケースにおける民間企業設備投資誘発額と、当該産業に支出した場合の民間総生産の乖離率、当該産業の限界投資性向の散布図

次に、支出先の違いによって民間総生産の乖離率が異なる理由について考察する。ある産業に支出した場合の民間総生産の乖離率は、当該産業の自給率と逆行列係数列和の積に影響されると考えられる。そこで、本ケースにおいて計算された、ある産業に支出した場合の民間総生産の乖離率と、当該産業の自給率と逆行列係数列和の積の、産業についての散布図を図 10 に示す。本ケースの計算結果によると、民間総生産の乖離率は、建設業、その他製造業、パルプ紙に支出した場合に大きく、鉱業、石油石炭製品、繊維に支出した場合に小さい。そして、支出先の違いによる民間総生産の乖離率の相違については、支出先産業の自給率と逆行列係数列和の積との間に大きな相関関係が認められ、これが大きい産業に支出した場合に民間総生産の誘発が大きくなる。ただし、サービス他やその他製造業に支出する場合、これらの自給率と逆行列係数列和の積の割に民間総生産の誘発が大きいのが、これは、自給率と逆行列係数列和の積が直接効果と間接効果しか反映していない一方、これらの産業では限界投資性向が大きく、生産と設備投資が誘発効果を介した相乗効果を示すためである。つまり、限界投資性向の大きい産業へ支出する場合、民間総生産の誘発がより大きくなる。

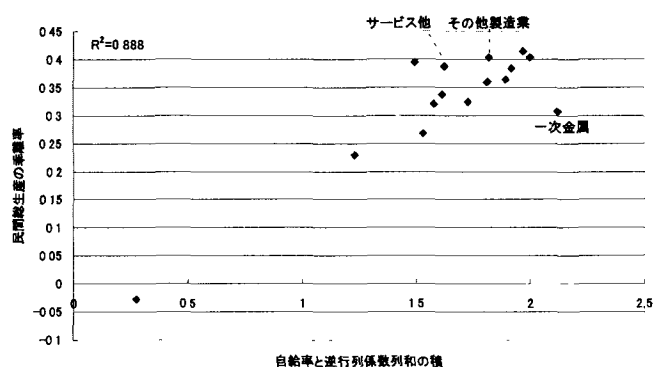


図 10：産業別配分ケースにおける民間総生産の乖離率と、当該産業の自給率と逆行列係数列和の積の散布図

その他、支出先の違いによる民間最終消費誘発額の相違については、当該産業に支出した場合の経済全体の雇用者数の乖離率との間に高い相関関係が認められ、これが大きい産業に支出した場合に民間最終消費誘発額が大きくなるという結果が導かれた。また、支出先の違いによる経済全体の雇用者数の乖離率の相違については、支出先産業の限界労働需要性向、当該産業に支出した場合の民間総生産の乖離率、(17)式で定義される雇用誘発係数との間に高い相関関係が認められ、これらが大きい産業に支出した場合に経済全体の雇用者数の誘発が大きくなるという結果が導かれた。

$$\Delta l_j = \sum_i \hat{L}_x [I - (I - \hat{M})A]^{-1}, \quad \hat{L}_x = \begin{pmatrix} \frac{L_1}{Q_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \frac{L_2}{Q_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \frac{L_{17}}{Q_{17}} \end{pmatrix} \quad (17)$$

(Δl : 雇用誘発係数, L : 産業別雇用者数)

以上、総括すると、同額の公的設備投資を行う場合であっても、その支出先によって無視し得ない政府投資乗数の相違が観察される。このような相違をもたらす主要因としては、支出先の違いによって輸入誘発効果、民間企業設備投資誘発効果が異なることが挙げられる。そして、限界輸入性向、輸入誘発係数、輸入率が小さく、逆行列係数列和と限界投資性向が大きい産業に支出する場合に政府投資乗数が高くなる傾向が見られる。

なお、本ケースの計算結果によると、支出先の違いによる民間最終消費誘発額の相違は小さく、支出先の違いによる政府投資乗数の相違に与える影響は小さい。確かに、前節における、公的設備投資を増額した時点における GDP 変化の内訳を見ると、民間最終消費誘発額より民間企業設備投資誘発額の方が 3 倍程度大きくっており、後者の影響力の大きさを裏付けているが、本モデルでは、家計消費関数を集計量として扱っており、所得階級や世帯主の従属産業による消費性向や消費財購入パターンの違いを考慮していないことも影響している可能性がある⁷。

6.4. 政府投資乗数の時系列的な相違に関する検討

図 11 に、'86 年～'98 年の各年を対象とした 1 ヶ年ケースにおける当該時点の政府投資乗数の比較図を示す。このように、バブル期初頭を頂点として政府投資乗数の経年的な低下傾向が見られ、バブル崩壊期の'93 年、金融不況期の'96 年においては階段状に低下している。しかし、'96 年～'98 年にかけては緩やかな上昇傾向が見られる。'98 年における政府投資乗数は、最大である'87 年の 8 割程度に低下している。

次に、政府投資乗数に経年的な低下傾向が見られる理由について考察するため、本ケースにおける GDP 変化の最終需要項目別の内訳を図 12 に、寄与が 1 兆円で一定である公的設備投資を除いた形で示す。このように、政府投資乗数の経年的な低下の主因は、民間企業設備投資誘発効果の経年的な低下であることを読みとることができる。一方、民間最終消費誘発効果については経年的に大きな変化は見られず、政府投資乗数の経年的な低下への寄与は小さい。

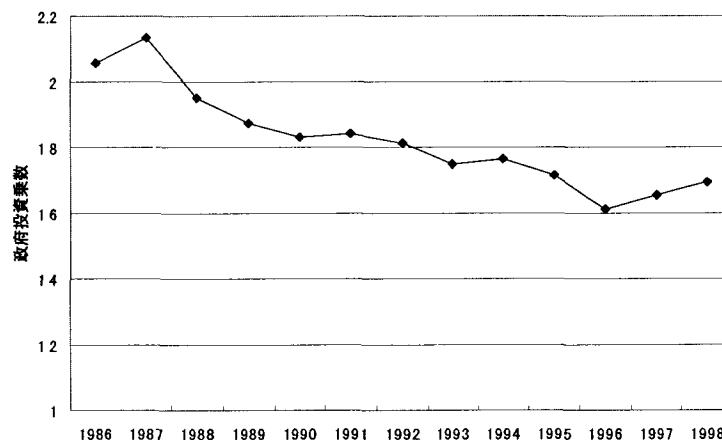


図 11 : '86 年～'98 年の各年において公的設備投資を 1 兆円増額した場合における、当該年の政府投資乗数の比較図

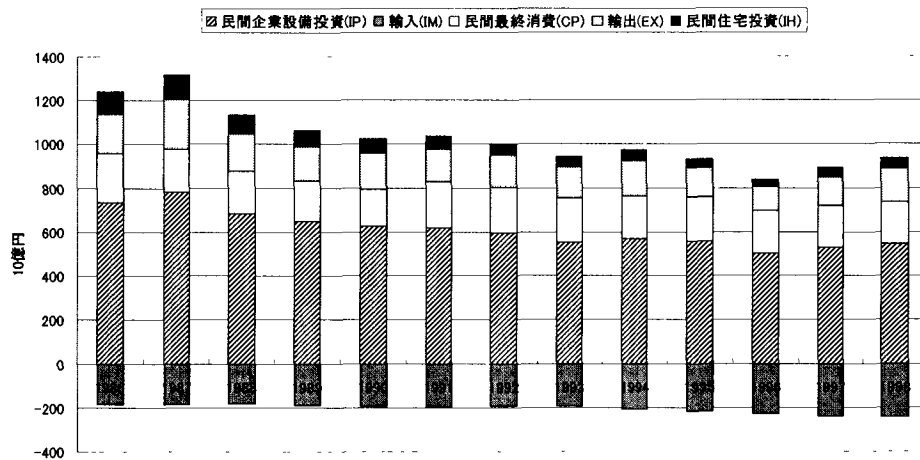


図 12：'86 年～'98 年の各年において公的設備投資を 1 兆円増額した場合における、当該年の GDP 変化の内訳（公的設備投資除く）

さらに、民間企業設備投資誘発効果が経年的に低下している理由、及び、公的設備投資を増額することによるその他の主な経済変数の変化の経年的な相違について考察する。本ケースにおける政府投資乗数、主な経済変数の標準ケースからの変化、公的設備投資の生産誘発係数の、'86 年の値に対する比を図 13 に示す。このように、上述の検討と同様、政府投資乗数と民間企業設備投資誘発額の経年的な挙動は非常に似通っている。そして、民間企業設備投資誘発額の経年的な挙動と、その主な説明変数である民間総生産と貸出金利の乖離率の経年的な挙動に着目すると、民間企業設備投資誘発額の経年的な挙動は民間総生産の乖離率や生産誘発係数の経年的な挙動と非常に似通っている。これらの点は、公的設備投資の増額による生産誘発効果の低下が民間企業設備投資誘発効果の低下をもたらし、政府投資乗数の経年的な低下を招いていることを示唆している。このような生産誘発係数の経年的な低下については、輸入率の上昇や中間投入比率の小さい第 3 次産業のシェアの高まりが主因であると指摘されている。一方、貸出金利の乖離率については、バブル崩壊以降、低下傾向から上昇傾向に転じているが、設備投資の金利感応度はそれほど大きくないことを考慮すれば、この要因の民間企業設備投資誘発額や政府投資乗数の経年的な低下に対する寄与は大きくないと考えられる。

次に、その他の主な経済変数の変化に関する経年的な挙動について見ると、民間最終消費誘発額の経年的な挙動は経済全体の雇用者数の乖離率の経年的な挙動と似通っている。また、GDP デフレーター乖離率については経年的な低下傾向が見られる。つまり、公的設備投資の増額によって価格が上昇する度合いが経年的に低下している傾向が見られる。この点は、バブル崩壊以降、我が国において価格硬直性が高まっていることを示唆している。なお、日本を対象とした短期マクロ計量モデル（堀他，1998）においても、本モデルの計算結果と同様、公的設備投資の増額に対する価格の感応度が'80 年代と比べて'90 年代では低下しているという結果が得られている。

2 章で検討したように、限界消費性向、限界投資性向、限界輸入性向、限界労働需要性向といったパラメーターの変化が政府投資乗数の経年的な変化に対して影響を与えている可能性があり、本モデルでは、行動方程式に構造変化を反映させる形でパラメーターの経年的な変化を考慮している⁸。設備投資関数における構造変化の検討結果によると、定数項に寄与する形での構造変化は見られたが、限界投資性向に寄与する形での構造変化は見られなかった。したがって、このような投資行動における構造変化は、民間企業設備投資誘発額や政府投資乗数の経年的な変化に対して影響を与えていないと考えられる。一方、家計消費関数における構造変化の検討結果によると、限界消費性向がバブル崩壊期に低下しているという結果が導かれ、労働需要関数における構造変化の検討結果によると、多くの産業において、金融不況期に生産弾力性が低下しているという結果が導かれた。民間最終消費誘発額は経年的にほとんど変化していないため、このような消費行動や雇用行動における構造変化が政府投資乗数に与える影響は小さいと考えられるが、雇用者数の乖離率は'96 年～'98 年にかけて低下傾向にあり、雇用行動における構造変化がこの点に対して影響を与えている可能性がある。

以上、総括すると、公的設備投資を増額した時点における政府投資乗数については経年的な低下傾向が見られる。こ

のような政府投資乗数の経年的な低下傾向をもたらす主な要因としては民間企業設備投資誘発効果の低下が挙げられ、民間企業設備投資誘発効果の低下をもたらす主な要因としては生産誘発効果の低下が挙げられる。

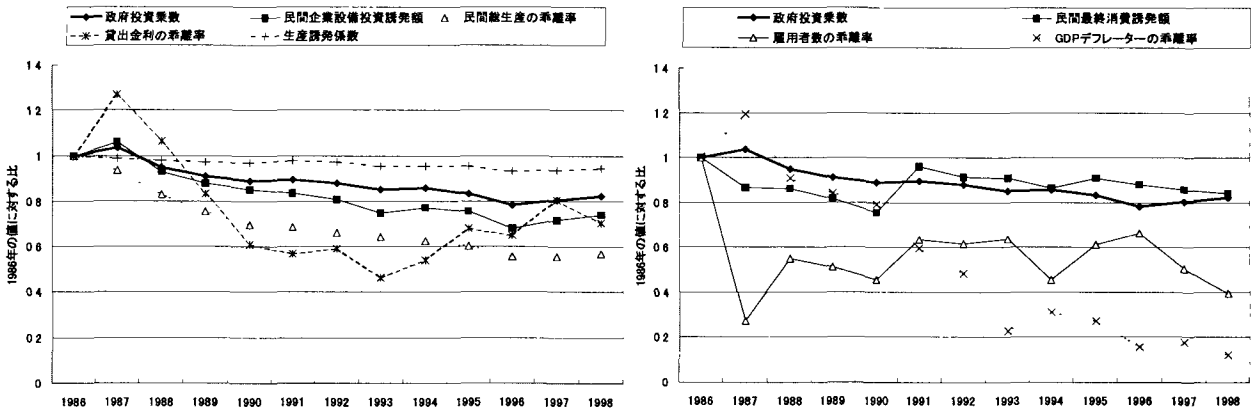


図 13：'86 年～'98 年を対象とした 1 ケ年ケースにおける、当該年の政府投資乗数、主な経済変数の変化、公的設備投資の生産誘発係数の、'86 年の値に対する比

7. 結論

本研究では、日本経済を対象とし、17 部門分割を施した本格的な不均衡動学型短期多部門計量モデル MS-JMACRO を用いて、政府投資乗数に関する基礎的検討を行った上で、支出先の違いによる政府投資乗数の相違、時系列的な政府投資乗数の相違、及び、このような相違をもたらす要因について定量的かつ詳細な検討を行った。本モデルは、財政政策が経済に及ぼす短期的な影響経路、つまり、政府投資乗数に相違をもたらす要因のほぼ全てを明示的に考慮している。また、ルーカス批判など、これまでに指摘されてきた計量モデル分析における問題点の回避を試みるため、経済理論との整合性、計量経済学的手続との整合性、現実経済との整合性、透明性、操作性といった長所を有しており、計量モデルにおける従来の評価基準に加え、構造の頑健性、構造変化の抽出とモデルへの反映、特定化の誤りの回避といった評価基準を設けて行動方程式の推定を行っている。本モデルの精度や動学的な追跡能力は良好であり、このような本モデルの特徴は、研究目的に対して適切な分析フレームワークを提供している。

本研究において得られた知見は以下のように整理することができる。

- ・政府投資乗数に関する基礎的検討の結果、直接効果、間接効果、設備投資を介した誘発効果、輸入漏洩効果は即時的に政府投資乗数に影響を与える特徴があり、公的設備投資を増額した時点では民間企業設備投資誘発効果が乗数効果の主因である。一方、消費を介した誘発効果や価格金融面を介した影響経路はタイムラグを伴って持続的に政府投資乗数に影響を与える特徴がある。また、短期金利固定を前提として公的設備投資を増額した場合、クラウドディングアウト効果は見られるものの、マンデルフレミング効果は見られず、為替レートは減価するという結果となった。
- ・支出先の違いによる政府投資乗数の相違については、支出先の違いによって無視し得ない政府投資乗数の相違が見られ、サービス他、農林水産業、建設業に支出する場合に高く、鉱業、石油石炭製品、一次金属、繊維に支出する場合に低いという結果となった。この理由としては、支出先の違いによる、経済全体の輸入と民間企業設備投資の誘発効果の違いが主因として挙げられ、限界輸入性向、輸入誘発係数、輸入率が小さく、逆行列係数列和や限界投資性向が大きい産業に支出する場合に政府投資乗数が高くなる傾向が見られる。
- ・時系列的な政府投資乗数の相違については、経年的な低下傾向が見られ、バブル崩壊期や金融不況期には階段状に低下しているという結果となった。この理由としては、公的設備投資の増額による民間企業設備投資誘発効果の低下が主因として挙げられ、このような民間企業設備投資誘発効果の低下の主因としては生産誘発効果の低下が挙げられる。また、公的設備投資の増額による価格上昇度合、つまり、価格調整効果が低下している傾向が確認された。

このように、多部門計量モデルを用いた検討により、政府投資乗数に相違をもたらす要因として、生産誘発効果という、これまで、この点に関する検討に用いられてきたマクロ計量モデルでは考慮できなかった要因の寄与が大きいことを明らかにし、先行研究例とは異なる視点を提供することができた。また、公的設備投資を増額した時点では民間企業設備投資誘発効果が乗数効果の主因であること、民間企業設備投資誘発額と平均概念に基づく民間企業設備投資誘発係数との相関関係がかなり小さいこと、という知見は、設備投資を介した誘発効果を考慮しておらず、平均概念に基づくという特徴を持つ IO モデルを用いて経済影響評価を行うことに伴う危険性を示唆していると考えられる。

本研究において得られた知見は、今後の財政政策のあり方を検討する上で有用な情報となり得ると考えられる。ただし、財政政策のあり方を議論する際には、需要創出の観点だけでなく、生産力向上、公共財供給、所得再分配、財政健全化といった観点も考慮すべきであることに対して注意する必要があるだろう。

今後の主な課題については以下のように整理することができる。

- ・時系列的な政府投資乗数の相違についてより説得力のある検討を行うためには、昨今、リカードの中立命題など家計や企業の前向き（Forward-looking）の期待やリスクが政府投資乗数に対する重要な要因になっていると指摘されていることを考慮すれば、本モデルを Forward-looking モデルに拡張することによって経済主体の前向きの期待形成メカニズムを明示的に考慮することが必要であると考えられる。Forward-looking モデルへの拡張は必然的に長期モデルへの拡張につながるため、サプライサイドの詳細化、均衡条件や理論的制約条件の考慮、資産部門や金融部門の拡張が必要になる。このような方向性は、経済主体が将来を見通した上で最適化行動を行うことをモデル化する、マクロ経済モデルの動学化とミクロ経済学的基礎付けに相当する。
- ・支出先の違いによる政府投資乗数の相違についてより説得力のある検討を行うためには、家計消費関数を集計量としてではなく、世帯主の所得階級や従属産業別に設定することが必要であると考えられる。
- ・本モデルのような計量モデルでは、通常、ある産業に労働需要が生じた場合、失業者や他の産業からスムーズに労働移動がなされ、失業率が即座に低下する構造となっている。しかし、実際には、労働市場は職種別に分断されており、需要不足に起因する失業だけでなく、構造的失業が存在し、我が国ではその重要性が指摘されている。構造的失業が存在する場合、公的設備投資の増額などによってある産業に労働需要が生じてもそれが満足されるとは限らないため、これを考慮しない場合と比較して政府投資乗数は低下することになる。したがって、政府投資乗数についてより現実的な検討を行うためには、構造的失業を考慮した政策シミュレーションを行うことが必要であると考えられる。

付注

1. ここでは、単純化のため、同一世帯に属する雇用者は同じ産業に従事すると想定し、失業世帯の所得や消費は考慮していない。また、本来、消費の説明変数としては可処分所得を導入すべきだが、雇用者所得以外の所得項目や税などの支払を考慮していない。さらに、通常、産業別生産から所得階級別所得を決定することによって所得階級別に消費行動がモデル化される場合が多いが（e.g., Miernyk et al., 1967）、ここでは従属産業別にモデル化している。しかし、IO モデルにおいて、同一世帯に属する雇用者が異なる産業に従事することを表現する拡張（Dervis et al., 1982）、失業者と雇用者があり得ることを表現する拡張（Batey & Maden, 1981; Bernat & Johnson, 1985）、雇用者所得以外の全ての所得項目も内生化する拡張（Miernyk et al., 1967）が行われている。
2. 多部門計量モデルは、その他、input-output and econometric model, integrated model, disaggregated econometric model と呼ばれることがある。また、応用一般均衡モデルは、その他、computable general equilibrium model と呼ばれることがある。
3. ここでは、伴(1991)、根岸(1994)、West(1994, 1995)、経済審議会計量委員会(1996)、Hy(1997)、Hefner(1997)における記述を主に参考として整理している。
4. IO モデルは、係数と変数の積と和の形で生産や雇用に与える影響を算出できるという特徴を生かし、経済変数の変化に対する寄与度分析(SDA)に用いられる場合が多い。また、マクロ計量モデルは、多部門計量モデルと比較して構築が容易であること、データ制約が小さいことから、最新の情報に基づく、マクロレベルでの予測や経済政策の評価に用いられる場合が多い。AGE モデルは、税制など価格に影響をもたらす政策の検討、規制緩和、開発途上国の構造調整、貿易自由化など市場の歪みを是正する政策の検討、長期的分析、サプライサイドの分析、厚生に基づく経済政策の評価などに用いられる場合が多い。
5. 計量モデルの評価基準としては、内挿テストだけでなく、外挿期間中における事後予測の精度を重視すべきであることが指摘されているが、本研究では、外挿期間中における政策シミュレーションは行わないこととしているため、本モデルの外挿期間中における予測力については検討していない。
6. 財政政策が経済に及ぼす中長期的な影響経路については、非常に複雑である上に理論実証両面でコンセンサスは取れていないと指摘されており（堀他, 1998）、このような影響経路を考慮する場合、モデルの構築や分析を困難にすると考えられる。しかし、対象期間を短期に限定する場合、このようなサプライサイドを介した影響は小さく、経済は、主にデマンドサイドの変化、つまり、乗数効果によって決定されるという理解が一般的になされている。堀他(1998)は、短期の政府投資乗数に与えるサプライサイドを

介した影響は小さいという前提の下、このような影響経路を簡略化したモデル構築を行っている。

7. 家計消費関数を集計量として扱うことによる同一性の問題は重要であると指摘し、この問題に対処するため、家計の消費行動を所得階級別に分割した AGE モデルを構築した例(Trigg & Maden, 1994)、家計の消費行動を所得階級別に分割した IO モデルを構築した例(Cloutier & Thomassin, 1994)がある。それらにおいては、限界消費性向は低所得者の方が高所得者より高いこと、低所得者の消費においては高所得者の場合と比べ域内財の占めるシェアが高いこと、需要の所得弾力性は、必需品においては低い、サービスなどの奢侈財においては高いことなどが指摘されている。
8. 平均概念に基づく、経済全体の諸係数の対象期間中における推移については、輸入率(=輸入/国内需要)は上昇、設備投資率(=民間企業設備投資/生産)はバブル期に上昇、バブル崩壊期に低下、金融不況期に上昇、雇用係数(=雇用者数/生産)は低下、平均消費性向(=国内家計最終消費/家計可処分所得)と可処分所得生成率(=家計可処分所得/雇用者所得)はほぼ不変という関係が見られる。

参考文献

- 内田 (1990) 「中期経済予測システムの開発と応用」 電力中央研究所 電力経済研究 No.27
- 大蔵省 (1999) 「法人企業統計年報」
- 尾崎 (1984) 「KEO-電研モデルの構成」 電力中央研究所 電力中央研究所報告 No.Y583008
- 経済企画庁 (1998) 「平成 10 年度年次経済報告」
- 経済企画庁 (1999) 「平成 11 年度年次経済報告」
- 経済企画庁 (2000a) 「平成 12 年度年次経済報告」
- 経済企画庁 (2000b) 「国民経済計算年報」
- 経済企画庁経済研究所 (2000a) 「民間企業資本ストック年報(平成 2 年基準)」
- 経済企画庁経済研究所 (2000b) 「SNA 産業連関表(平成 2 年基準)」
- 経済審議会計量委員会 (1996) 「中・長期経済分析のための多部門計量モデル」
- 総務庁統計局 (1999) 「労働力調査年報」
- 高木、秋山&田中 (1997) 「応用計量経済学 I」 多賀出版
- 竹下 (2002) 「短期多部門計量モデル MS-JMACRO の構築と政府投資乗数の横断的・時系列的な相違に関する検討」 科学技術政策研究所
- 通産省 (1999) 「鉱工業指数年報」
- 通産省 (2000) 「海外事業活動動向調査」
- 東洋経済新報社 (2000) 「マクロデータファイル年次版」
- 日本銀行調査統計局 (2001) 「主要経済・金融データ」
- 根岸 (1994) 「応用一般均衡モデルと計量モデル: ORANI と中期多部門」 関西学院大学経済学研究会 経済学論究 Vol.48 No.3
- 伴 (1991) 「マクロ計量モデル分析」 有斐閣
- 堀、鈴木&萱園 (1998) 「短期日本経済マクロ計量モデルの構造とマクロ経済政策の効果」 経済企画庁経済研究所 経済分析 157 号
- 養谷 (1997) 「計量経済学」 多賀出版
- 森 (1976) 「日本の経済予測」 東洋経済新報社
- 吉野&中島 (1999) 「公共投資の経済効果」 日本評論社
- 労働省 (2000) 「毎月勤労統計調査年報」
- 和合&伴 (1995) 「TSP による経済データの分析」 東京大学出版会
- Almon, C. (1991) The INFORUM approach to interindustry modeling, *Economic Systems Research*, 3, pp. 1-7.
- Batey, P. W. J. & Madden M. (1981) Demographic-economic forecasting within an activity-commodity framework: some theoretical considerations and empirical results, *Environment and Planning A*, 13, pp. 1067-1083.
- Bernat, G. A., Jr & Johnson, T. G. (1985) An input-output model with endogenous unemployment benefits, paper presented at the *American Agricultural Economics Association Meetings, America, IA*.
- Cloutier, L. M. & Thomassin, P. J. (1994) Closing the Canadian input-output model: homogeneous vs non-homogeneous household sector specifications, *Economic Systems Research*, 6, pp. 397-414.
- Dervis, K., Demelo, J. & Robinson, S. (1982) *General Equilibrium Models for Development* (New York, Cambridge University Press).
- Hefner, F. L. (1997) Using input-output models to measure local economic impacts, *International Journal of Public Administration*, 20, pp. 1469-1487.
- Hy, R. J. (1997) Economic modeling and local government, *International Journal of Public Administration*, 20, pp. 1447-1467.
- Israilevich, P. R., Hewings, G. J. D., Sonis, M. & Schindler, G. R. (1997) Forecasting structural change with a regional econometric input-output model, *Journal of Regional Science*, 37, pp. 565-590.
- Jorgenson, D. W. (1963) Capital theory and investment behavior, *American Economic Review*, 53, pp. 247-259.
- Kratena, K. & Schleicher, S. (1999) Impact of carbon dioxide emissions reduction on the Austrian economy, *Economic Systems Research*, 11, pp. 245-261.
- Mccarthy, M. B. (1991) LIFT: INFORUM's model of the U.S. economy, *Economic Systems Research*, 3, pp. 15-36.
- Miernyk, W. H., Bonner, E. R., Chapman, Jr, J. H. & Schellhamer, K. (1967) *Impact of the Space Program on a local economy: An Input-Output Analysis* (Morgantown, VA, West Virginia University Press).
- Rey, S. J. & Dev, B. (1997) Integrating econometric and input-output models in a multiregional context, *Growth and Change*, 28, pp. 222-243.
- Siebe, T. (1994) A disaggregated econometric model based on flexible functional forms, *Economic Systems Research*, 6, pp. 91-104.
- Shao, G. & Treyz, G. I. (1993) Building US national and regional forecasting and simulation models, *Economic Systems Research*, 5, pp. 63-77.
- Trigg, A. B. & Madden, M. (1994) Using a demand system to estimate extended input-output multipliers, *Economic Systems Research*, 6, pp. 385-395.
- Uno, K. & Meyer, B. (1999) Data structure and logical flow of the 3E model COMPASS, paper presented at the *Joint Energy Meeting organized by IIASA, France, Paris*.
- West, G. R. (1994) Queensland state impact and projection model: the household sector, *Economic Systems Research*, 6, pp. 363-383.
- West, G. R. (1995) Comparison of input-output, input-output+econometric and computable general equilibrium impact models at the regional level, *Economic Systems Research*, 7, pp. 209-227.

